Macroeconomics
Research Letter

Volume 16. Issue 32. Autumn and Winter 2021. Pages 147 to 169.

Research Paper

Revisiting the relationship between inflation and its uncertainty in Iran: the application of continuous wavelet transform

Saleh Taheri Bazkhaneh*[1], Hamdollah Seifi Khodashahri[2]

[1] Assistant Professor, Faculty of Literature and Humanities, University of Guilan, Rasht, Iran.
email: saleh.taheri@guilan.ac.ir
[2] Ph.D. in Agricultural Economics, Islamic Azad University Science and Research Branch, Tehran, Iran.
email: h_seifi_kh@yahoo.com

10.22080/iejm.2023.24407.1936

Received:
October 15, 2022
Accepted:
January 11, 2023
Available online:
February 14, 2023

Keywords:
Inflation, Inflation Uncertainty, Wavelet Analysis, Time-Frequency Domain.
JEL Classification:
C12 ،E31 ،E52.

Abstract

The relationship between inflation and inflationary uncertainty has attracted the attention of many theoretical and empirical macroeconomic studies. Despite extensive studies in this field, there is still no consensus regarding the flow of causality between these two variables. In this regard, the current research uses continuous wavelet transform and analysis in the time-frequency domain to provide new insights into the relationship between inflation and its uncertainty in Iran during the period 1991 - 2022. According to the obtained results, the flow of causality between the two variables is not established and the theories related to this issue are not relevant to Iran's economy in the sense that, firstly, economic agents are generally not able to correct their forecast in the face of inflation. And secondly, the monetary authorities do not take necessary measures to stabilize the prices when they rise. In the long run, the causal flow from inflation to inflation uncertainty is established with significant intensity. The interpretation of the results in the dimension of time and its compatibility with the theoretical foundations and conditions of Iran's economy indicates that in the long run, the policymaker, in response to the increase in the general level of prices, has relatively less sensitivity to reducing inflation compared to other goals.

*Corresponding Author: Saleh Taheri Bazkhaneh
Address: Faculty of Literature and Humanities, Department of Economics and Accounting, University of Guilan, Rasht, Iran
Email: saleh.taheri@guilan.ac.ir
Tel: 013-33690274

Extended Abstract

1. Introduction

The relationship between inflation and inflation uncertainty has attracted the attention of many theoretical and empirical studies of macroeconomics. Following Friedman's (1977) and Ball's (1992) pioneering theoretical study, many researchers in the experimental studies have shown that rising inflation is associated with an increase in inflation uncertainty. On the other hand, according to Cukierman and Meltzer's (1986) hypothesis, given the incentive of monetary policymakers to create inflationary shocks to stimulate production, inflationary uncertainty can explain changes in the general level of price growth. In addition to theoretical and experimental dispersion of the leading variable, the direction of effectiveness is also associated with conflict. Holland (1993) believes that monetary authorities are pursuing stabilization policies to reduce the destructive effects of uncertainty, which will lead to a reduction in inflation. Pourgrami and Maskus (1987) also believe that the two variables are inversely related. According to them, economic agents are trying to improve their forecasts for the general level of prices following the increase in inflation in order to prevent further reduction of their assets. A review of empirical studies suggests that despite extensive studies in this area, there is still no consensus on the causal relationships between the two variables. Since the acceptance of each of the different hypotheses has different political implications, monetary authorities need to be aware of the relationship between the two variables. In this regard, the present study is based on the idea that ambiguity in the results of previous studies is due to the restriction of traditional econometric methods, and uses continuous wavelet transformation and time-frequency analysis to provide new insights into the relationship between inflation and its uncertainty in Iran.

2. Data / Methodology

The present study used the GARCH method to extract the uncertainty variable of inflation. Continuous wavelet transform and its analytical tools were used to discover the causal relationship between inflation and its uncertainty. Wavelet analysis is greatly distinctive from most conventional mathematical methods such as time-domain methods (correlation analysis and Granger causality, etc.), which cannot identify short-run and long-run relationships between time series, and frequency domain methods (Fourier analysis, etc.), which cannot reveal how such relationships change over time. Wavelet analysis allows us to expand time series into a time-frequency space in which the local correlation and the casual relationship can be read off in a highly intuitive way. Therefore, it is very suitable for assessing simultaneously whether the relationship varies across frequencies and evolves over time. In addition, wavelet analysis has a significant advantage over the well-known Fourier analysis, especially when the time series under study are non-stationary or locally stationary.

3. Results/Findings

The analysis in the time-frequency domain for both data showed that the relationship between the two variables is different in various horizons and over time. Despite this, the flow of causality is generally in phase. In the short-run (less than one year) and medium-run (between 1 and 4 years), both Ball-Friedman and Cukierman and Meltzer's (1986) theories are applicable in the sense that in the mentioned horizons, both variables have experienced the same phase of progression in the causal flow. In the long run (more than 4 years), the flow of causality is reported to be in the same direction and from inflation to its uncertainty. Based on this, in the long run, only the Friedman-Ball theory is relevant in Iran's economy. This means that an increase/decrease in inflation will lead to an increase/decrease in inflation uncertainty.

4. Conclusion

Based on the results obtained, monetary authorities cannot protect the real sector from the bite of uncertain costs in the long run (more than 2 years) with inflation control policies. Therefore, stabilizing inflation and

monetary policy are prioritized over reducing inflation. Increasing the independence of the central bank is an effective step in this regard. In that case, checking the government's hidden budget deficit in the monetary field can help the central bank in designing and implementing an independent monetary policy. Since the confirmation of Cukierman and Meltzer's (1986) hypothesis and the existence of opportunistic behavior of monetary authorities can be due to the non-alignment of monetary and financial policies, an effective coordination of these organized policies is recommended. For this purpose, reviewing the duties of the Economic Council can be a solution. The continuous evaluation of the government's debt and obligations and its presentation to the central bank can lay the groundwork for easing the monetary and financial rules and prepare the foundations for the central bank's independence.

Funding
There is no funding support.

Authors' Contribution:
Econometric estimations and results analysis were done by the first author. The second author collected data and literature. All of the authors approved the content of the manuscript and agreed on all aspects of the work.

Conflict of Interest:
The authors declared no conflict of interest.

Acknowledgments:
We appreciate all the scientific consultants of in this paper.

پژوهشنامه اقتصاد کلان
Macroeconomics Research Letter
دوره ۱۶. شماره ۳۲. پاییز و زمستان ۱۴۰۰. صفحات ۱۴۷ تا ۱۶۹.

علمی

بازبینی رابطه‌ی میان تورم و نااطمینانی آن در ایران: کاربردی از تبدیل موجک پیوسته

صالح طاهری بازخانه[1*]، حمدالله سیفی خداشهری [2]

[1] استادیار گروه اقتصاد و حسابداری، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه گیلان، رشت، ایران. ایمیل: saleh.taheri@guilan.ac.ir
[2] دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات، تهران، ایران. ایمیل: h_seifi_kh@yahoo.com

10.22080/iejm.2023.24407.1936

تاریخ دریافت:
۲۳ مهر ۱۴۰۱
تاریخ پذیرش:
۲۱ دی ۱۴۰۱
تاریخ انتشار:
۲۵ بهمن ۱۴۰۱

کلیدواژه ها:
تورم، انتظارات تورمی، آنالیز موجک، حوزه‌ی زمان – فرکانس

طبقه‌بندی:
C12، E31، E52

چکیده

رابطه‌ی میان تورم و نااطمینانی تورمی توجه بسیاری از مطالعات نظری و تجربی اقتصادکلان را به خود جلب کرده است. علی‌رغم مطالعات گسترده در این زمینه، کماکان اجماعی در خصوص جریان علّیت میان این دو متغیر وجود ندارد. در این راستا، پژوهش حاضر از تبدیل موجک پیوسته و تحلیل در حوزه‌ی زمان – فرکانس استفاده می‌کند تا بینش جدیدی در خصوص رابطه‌ی میان تورم و نااطمینانی آن در ایران طی دوره ۱۴۰۱:۰۸ – ۱۳۷۰:۰۵ ارائه دهد. طبق نتایج به دست آمده جریان علّیت خلاف فار میان دو متغیر برقرار نبوده و نظریات مرتبط با این مهم در اقتصاد ایران موضوعیت ندارد. به این مفهوم که اولاً عاملین اقتصادی عموماً قادر نیستند پیش‌بینی خود را در رویارویی با تورم تدقیق نمایند. ثانیاً، مقامات پولی در هنگام اوج گرفتن قیمت‌ها اقدامات لازم برای به ثبات رساندن آن را در پیش نمی‌گیرند. دربلندمدت، جریان علّی از تورم به نااطمینانی تورمی با شدت قابل توجهی برقرار است. تفسیر نتایج در بعد زمان و تطابق آن با مبانی نظری و شرایط اقتصاد ایران حاکی از آن است که در بلندمدت سیاست‌گذار در واکنش به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها حساسیت نسبتاً کم‌تری برای کاهش تورم در قیاس با سایر اهداف داشته است.

* **نویسنده مسئول:** صالح طاهری بازخانه
آدرس: دانشکده ادبیات و علوم انسانی، گروه اقتصاد و حسابداری، دانشگاه گیلان، رشت، ایران. رشت، ایران ۳۳۶۹۰۲۷۴-۰۱۳
ایمیل: saleh.taheri@guilan.ac.ir
تلفن: ۰۱۳۳۳۶۹۰۲۷۴

۱ مقدمه

نااطمینانی که عموماً به نوسان غیرقابل پیش‌بینی اشاره دارد (گریر و پری[1]، ۱۹۹۸)، به دلیل این‌که قادر است بر پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و تصمیم‌های سیاست‌گذاران و سایر اجزای اقتصاد اثرگذار باشد، جایگاه ویژه‌ای در مباحث نظری و سیاستی اقتصاد دارد (روسی و همکاران[2]، ۲۰۱۶). نااطمینانی تورم در دوره‌های آتی که از مهم‌ترین هزینه‌های تورم محسوب می‌شود، دغدغه اصلی سیاست‌گذاران پولی است (بارنت و همکاران[3]، ۲۰۲۰). هزینه‌های ناشی از تورم و نااطمینانی آن یکی از مباحث پذیرفته شده در ادبیات اقتصاد است. بر این اساس، کاهش تورم و دست‌یابی به ثبات آن یکی از اهداف مهم برای سیاست‌گذار پولی به شمار می‌رود. از آن-جایی که تصمیم‌گیری در خصوص اولویت قرار دادن ثبات تورم و ثبات سیاست پولی نیازمند آگاهی از رابطه‌ی میان تورم و نااطمینانی آن است (هارتمن و هروارتز[4]، ۲۰۱۲)، بخش قابل توجهی از ادبیات اقتصادپولی به بررسی رابطه‌ی علّی میان این دو متغیر اختصاص دارد. در این میان، مطالعه فریدمن[5] (۱۹۷۷) جایگاه ویژه‌ای دارد. به عقیده او، نااطمینانی تورمی با نشأت گرفتن از تورم آثار مخربی بر اقتصاد وارد می‌کند. به طوری که منجر به کاهش بهره‌وری و تولید می‌شود و با اخلال در علامت‌دهی قیمت‌ها بیکاری را افزایش می‌دهد (آپرجیس و همکاران[6]، ۲۰۲۰). بر این اساس، در صورتی که تورم بر نااطمینانی تورمی اثرگذار باشد، سیاست‌گذار قادر خواهد بود از طریق سیاست پولی بر عملکرد اقتصاد اثرگذار باشد (برومنت و همکاران[7]، ۲۰۰۹). با وجود این، مطالعات نظری و تجربی با اجماع همراه نیستند. این موضوع برای اقتصاد ایران اهمیت ویژه-ای دارد. زیرا، تورم یکی از مشکلات ساختاری ایران است و کاهش آن در کانون خواسته‌های اجتماعی و اهداف سیاستی قرار دارد. افزون بر این، نااطمینانی تورمی به عنوان معضلی مهم در اقتصاد ایران است. به طوری که با مکدر کردن فضای سرمایه‌گذاری و اخلال در تصمیمات کارگزاران اقتصادی به بخش حقیقی صدمه وارد کرده است. در این راستا، هدف پژوهش حاضر پاسخ به این پرسش می‌باشد که چه رابطه‌ای میان تورم و نااطمینانی آن در افق‌ها و مقاطع مختلف زمانی برقرار است. با توجه به محدودیت روش‌های سنتی اقتصادسنجی در ارائه پویایی رابطه میان متغیرها، مطالعه حاضر می‌کوشد با استفاده از تبدیل موجک پیوسته[8] و تحلیل در حوزه‌ی زمان - فرکانس[9] بینش جدیدی در خصوص ارتباط میان تورم و نااطمینانی آن ایجاد می‌کند. به کارگیری روش مذکور، وجه تمایز پژوهش حاضر با مطالعات مرتبط با اقتصاد ایران است. به طوری که با غلبه محدودیت روش‌های متداول اقتصادسنجی، امکان ترسیم رابطه‌ی علّی به صورت پویا و تغییرات آن در طول زمان از لحاظ شدت و جهت، تحلیل کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت و نهایتاً آزمون نظریات مختلف فراهم شده است. افزون بر این، به منظور بررسی پایداری[10] نتایج از داده‌های ماهانه و فصلی دوره‌ی ۱۴۰۱:۰۸ - ۱۳۷۰:۰۴ به کار گرفته شده-اند. برای دست‌یابی به هدف ترسیم شده، ادامه‌ی مقاله به شرح زیر سامان داده می‌شود:

در بخش دوم، نخست نظریات مختلف در رابطه با علّیت میان تورم و نااطمینانی آن تشریح شده است. در ادامه، با محوریت روش‌های اقتصادسنجی به کار گرفته شده اهم مطالعات خارجی و داخلی مرور شده است. در بخش سوم، ضمن معرفی کلیات نظریه‌ی موجک و تفاوت آن با ابزار مرسوم اقتصادسنجی، ابزارهای تبدیل موجک پیوسته تشریح شده‌اند. تحلیل نتایج با استفاده از ابزار مذکور، موضوع بخش چهارم است. با جمع‌بندی و

[1] Grier & Perry
[2] Rossi et al.
[3] Barnett et al.
[4] Hartmann & Herwartz
[5] Friedman
[6] Apergis et al.
[7] Berument et al.
[8] Continuous Wavelet Transform (CWT)
[9] Time-Frequency Domain
[10] Robustness

ارائه پیشنهادهای سیاستی در بخش پنجم، پژوهش حاضر خاتمه پیدا می‌کند.

۲ ادبیات موضوع

در بخش حاضر، نخست نظریات مرتبط با تورم و نااطمینانی آن ارائه شده است. مرور نظریات، پراکندگی پیوندهای میان این دو متغیر را آشکار خواهد ساخت. در ادامه، مهم‌ترین مطالعات تجربی خارجی و داخلی در این زمینه با محوریت روش‌های اقتصادی به کار گرفته شده بررسی و طبقه‌بندی شده است.

۲٫۱ مبانی نظری

در خلال دهه‌ی ۱۹۶۰ میلادی، اقتصاددانان منحنی فیلیپس را به عنوان یک مبنا برای اجرای سیاست‌های اقتصادی در نظر گرفتند. به این مفهوم که سیاست‌گذاران با اتکا به منحنی فیلیپس قادر هستند با پذیرفتن تورم بیکاری را کاهش کنند (آلبلسکو و همکاران[1]، ۲۰۱۹). رابطه و معاوضه[2]ی باثبات میان بیکاری و تورم در اوایل دهه‌ی ۱۹۷۰ میلادی فروپاشید و حقایق آشکار شده از آن حمایت نکردند. پدیده‌ی رکود تورمی در ایالات متحده که ناشی از تکانه‌های نفتی ۱۹۷۴ - ۱۹۷۳ و ۱۹۷۹ - ۱۹۷۸ میلادی بود، یکی از مهم‌ترین شواهد تجربی در این زمینه است. از جنبه‌ی نظری نیز منحنی فیلیپس مورد انتقاد قرار گرفت. به طور مشخص، فلپس[3] (۱۹۶۷) و فریدمن (۱۹۶۸) عنوان کردند این ایده که متغیرهای اسمی (نظیر تورم) منجر به تغییرات دائمی در متغیرهای حقیقی (نظیر بیکاری) می‌شوند غیرمنطقی است. طبق نظریه‌ی انتظارات تطبیقی، معاوضه‌ی بین تولید و تورم موقتی است و رفتار متغیرهای حقیقی در بلندمدت توسط نیروهای حقیقی تعیین می‌شود (رومر[4]، ۲۰۱۲). فلپس (۱۹۶۷) و فریدمن (۱۹۶۸) به طور مجزا بیان کردند عدم تعهد سیاست‌گذار نسبت به تورم بر انتظارات تورمی اثرگذار است و منجر به انتقال منحنی فیلیپس می‌شود. در نتیجه‌ی این مجادلات، مباحث مربوط به نااطمینانی تورم برجسته شد (آلبلسکو و همکاران، ۲۰۱۵).

نااطمینانی نسبت به سطوح آتی تورم، اثربخشی سازوکار قیمت در تخصیص منابع را مخدوش می‌کند که این مهم به متغیرهای مهم اقتصادکلان نظیر پس‌انداز و سرمایه‌گذاری سرایت می‌کند. از این‌رو، از دهه ۱۹۷۰ میلادی محققان و سیاست‌گذاران نسبت به این موضوع حساسیت نشان دادند (ریا و بازیز[5]، ۲۰۱۵). اوکان[6] (۱۹۷۱) برای اولین بار به در ادبیات نظری اثرگذاری مثبت تورم بر نااطمینانی آن را بیان کرد. او تأکید کرد در کشورهایی که تورم بالایی دارند، سیاست پولی غیرقابل پیش‌بینی می‌شود. این کشورها، ساختار تورمی ناپایداری خواهند داشت. اوکان (۱۹۷۱) افزایش بی‌ثباتی تورم را به عنوان شاخصی برای افزایش نااطمینانی در نظر می‌گیرد.

در خصوص رابطه‌ی علّی میان تورم و نااطمینانی آن، مبانی نظری جهت و علامت جریان علّیت را متنوع گزارش کرده‌اند. به طوری که برای علّیت مثبت و منفی از تورم به نااطمینانی آن و بالعکس دلایلی متقن ارائه شده است. در ادامه، اهم موارد با تقسیم بندی کلّی به دو دسته مرور می‌شود.

۲٫۱٫۱ جریان علّی از تورم به نااطمینانی تورم

در اولین دیدگاه تورم اثر علّی بر نااطمینانی تورم دارد. این مهم، بعد از مطالعه‌ی پیشگام فریدمن (۱۹۷۷) موضوعیت یافت. او بیان می‌کند ارتباط میان دو متغیر مثبت است به طوری که جریان علّیت از تورم به نااطمینانی تورمی می‌باشد. او در سخنرانی جایزه نوبل با عنوان «تورم و بیکاری» بیان می‌کند در صورتی که مقامات پولی هدف افزایش اشتغال را دنبال کنند، تورم افزایش خواهد یافت. از لحاظ نظری، بانک مرکزی متعهد به مقابله با فشارهای تورمی است. اما، به عقیده فریدمن بانک‌های مرکزی

[1] Albulescu et al.
[2] Tradeoff
[3] Phelps
[4] Romer
[5] Riadh, & Baaziz
[6] Okun

در عمل می‌توانند به گونه‌ای متفاوت عمل کنند که هزینه آن نااطمینانی عموم نسبت به سیاست‌های آتی است و منجر به افزایش نااطمینانی تورمی می‌شود (آپرجیس و همکاران، ۲۰۲۰). فریدمن (۱۹۷۷) بیان می‌کند تورم بالاتر با نوسان و نااطمینانی بیش‌تر همراه است. در نتیجه، به واسطه‌ی مکدر شدن چشم‌انداز فعالیت‌های اقتصادی و عدم اطمینان در رابطه با سطح قیمت‌ها بخش حقیقی اقتصاد به طور منفی تحت تأثیر قرار می‌گیرد. به عبارت دقیق‌تر، افزایش تورم به منظور دست‌یابی به اشتغال کامل به دلیل تغییر جهت اهداف سیاست‌گذار نیروی بر خلاف انگیزه‌ی اولیه ایجاد می‌کند و نااطمینانی در خصوص تورم در آینده را افزایش می‌دهد. علاوه بر این، افزایش نااطمینانی مربوط به تورم با اخلال در سازوکار قیمت‌ها تولید را به طور منفی تحت تأثیر قرار می‌دهد.

بال[1] (۱۹۹۲) نیز معتقد است رابطه‌ی علّیت از تورم به نااطمینانی تورمی برقرار است. او در چارچوب بازی نامتقارن میان مقامات پولی و کارگزاران اقتصادی با مدل‌سازی فرضیه‌ی فریدمن (۱۹۷۷)، نشان می‌دهد افزایش تورم در دوره‌ی جاری به این علت که کارگزاران اقتصادی از اراده‌ی سیاست‌گذار برای کاهش آن مطمئن نیستند، منجر به افزایش در نااطمینانی تورمی می‌شود. از طرف دیگر، بال (۱۹۹۲) بیان می‌کند تورم اندک، نااطمینانی تورم را کاهش می‌دهد. چون، کارگزاران در این وضعیت معتقدند مقامات پولی راهی برای حفظ تورم اندک پیدا خواهند کرد.

در فرضیه‌ی فریدمن – بال فرض شده است که دو نوع سیاست‌گذار وجود دارد. گروه اول، نسبت به تورم حساسیت زیادی دارند. گروه دوم، حساسیت قابل توجهی نسبت به بیکاری دارند و نسبت به تورم واکنش کم‌تری نشان می‌دهند. فرض می‌شود دو گروه مذکور طی روندی تصادفی جانشین قدرت می‌شوند. تعهدات آن‌ها برای کاهش هزینه‌های تورم نیز تفاوت دارد. زمانی که تورم مقدار کمی دارد، هر دو گروه تمایل دارند تورم در همان سطح حفظ شود. اما، زمانی که تورم افزایش پیدا می‌کند، پاسخ آن‌ها متفاوت خواهد شد. سیاست‌گذاران دسته‌ی نخست، فارغ از تبعات رکودی مبارزه با تورم، مصمم هستند با آن مبارزه کنند و رشد سطح عمومی قیمت‌ها را کاهش دهند. گروه دوم، برای دست‌یابی به مقاصد سیاسی، تعهد خود را برای کاهش تورم نقض می‌کنند و به دنبال افزایش موقتی اشتغال خواهند بود. گروه اول (دوم)، برای رسیدن به هدف خود در رویارویی با افزایش تورم سیاست پولی انقباضی (انبساطی) را در پیش می‌گیرد. از این‌رو، زمانی که تورم مقدار اندکی (زیادی) دارد کارگزاران اقتصادی نسبت به سیاست پولی آگاه (نااطمینان) هستند. با توجه به آن‌چه مطرح شد، اگر نرخ تورم در دوره‌ی جاری بالا باشد، نااطمینانی در خصوص سطح تورم دوره‌های آتی افزایش پیدا می‌کند. بنابراین، فرضیه‌ی فریدمن – بال بیان می‌کند جریان علّیت از تورم با نااطمینانی است (شکروی و خلیل عراقی، ۱۳۹۴).

هالند[2] (۱۹۹۳) بر اساس الگوی اوانز و واچل[3] (۱۹۹۳) اثرگذاری تورم بر نااطمینانی تورم را توضیح می‌دهد. اوانز و واچل (۱۹۹۳) رفتار تورم را توسط رابطه‌ی (۱) معرفی می‌کنند:

$$\pi_t = a_t + b_t \pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad , \quad \varepsilon_t \square i.i.d(0,1) \qquad (۱)$$

در رابطه‌ی (۱)؛ π_t تورم، ε_t جزء اخلال تصادفی مستقل با توزیع یکسان، a_t و b_t پارامترهای متغیر در طول زمان (انعکاسی از رژیم‌های تورمی) هستند. در این الگو، یک رژیم بیان می‌کند نرخ تورم پایا است. به طوری که $b_t \langle 1$ است و قیدی برای a_t وجود ندارد. در رژیم دیگر، نرخ تورم یک فرآیند گام

[1] Ball
[2] Holland
[3] Evans & Wachtel

تصادفی بدون رانش[1] است. به طوری که به طوری که $b_t=1$ و $a_t=0$ هستند. به عقیده‌ی اوانز و واچل (۱۹۹۳) دو عامل در ایجاد نااطمینانی تورمی اثرگذار هستند؛ نااطمینانی رژیم تورم و هم‌ارزی قطعیت[2]. با در نظر گرفتن عامل نخست، در صورتی که احتمال تغییر رژیم وجود داشته باشد، از آن‌جایی که کارگزاران اقتصادی از تعیین‌کننده‌های رژیم سیاستی جاری و یا آینده آگاه نیستند، نااطمینانی تورمی رخ خواهد داد. حتی در صورت اطلاع کامل کارگزاران اقتصادی از رژیمی سیاستی جاری، به دلیل ساختار فرآیند تورم در هر رژیم، نااطمینانی وجود خواهد داشت (برومنت و همکاران، ۲۰۰۹).

هالند (۱۹۹۳) واریانس شرطی تورم را به عنوان نااطمینانی وارد الگوی (۱) می‌کند:

$$E(\pi_t-\pi_t^*)^2=E(a_t-a_t^*)^2{}_t+E(b_t-b_t^*)^2{}_t(\pi_{t-1})^2+E(\varepsilon_t)^2 \quad (۲),\ \varepsilon_t \sim i.i.d(0,1)$$

در رابطه‌ی (۲)؛ π_t^* ، a_t^* و b_t^* به ترتیب انتظارات شرطی π_{t-1} ، a_{t-1} و b_{t-1} هستند. با توجه به الگو، در صورتی که تغییرات پیش‌بینی نشده در یک رژیم ماندگاری تورم را تغییر دهد، $E(a_t-a_t^*)^2{}_t>0$ خواهد شد و مجذور وقفه‌ی تورم به طور مثبت نااطمینانی تورم را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

پورگرامی و ماسکس[3] (۱۹۸۷) نیز بر وجود رابطه‌ی علّی از تورم به نااطمینانی صحه می‌گذارند، با این تفاوت که به اعتقاد دارند افزایش تورم منجر به کاهش نااطمینانی تورم می‌شود. به عقیده‌ی آن‌ها، تورم شدید ارزش ثروت و درآمد حقیقی کارگزاران اقتصادی را کاهش می‌دهد که در نتیجه هزینه‌ی اطلاعات نادرست تورمی افزایش پیدا می‌کند. بر این اساس، قابل تصور است که کارگزاران اقتصادی در رویارویی با تورم شدید، با صرف منابع بیش‌تر به پیش‌بینی دقیق و صحیح تورم بپردازند تا از گزند نااطمینانی به دور باشند. در این صورت، خطای پیش‌بینی (معیاری برای نااطمینانی) کاهش خواهد یافت که به مفهوم کاهش نااطمینانی تورمی است. در این راستا، انگارب و زیلبرفرب[4] (۱۹۹۳) بیان می‌کنند اثرگذاری منفی تورم بر نااطمینانی تورمی به اندازه‌ی رشد سطح عمومی قیمت‌ها بستگی دارد. به طوری که اثر مذکور، در نرخ‌های اندک تورم مصداق ندارد.

۲،۱،۲ جریان علّی از تورم به نااطمینانی تورم

دسته دوم نظریات مربوط به تورم و نااطمینانی آن، از این ایده که رشد سطح عمومی قیمت‌ها می‌تواند معلول بی‌ثباتی تورم باشد، حمایت می‌کنند. به طور فراگیر، در بررسی اثر علّی مثبت از نااطمینانی تورمی به تورم فرضیه‌ی کوکرمن و ملتزر[5] (۱۹۸۶) مطرح می‌شود. در این فرضیه، وجود تورم‌های شدید ناشی از افزایش نااطمینانی تورمی است. با این توضیح که در فضای نااطمینانی شدید، ممکن است مقامات پولی برای تحریک فعالیت‌های بخش حقیقی از عدم آگاهی کارگزاران نسبت به ترجیحات سیاست‌گذار استفاده کرده و به طور غیر قابل پیش‌بینی تورم را افزایش دهند. هالند (۱۹۹۵) با در نظر گرفتن هزینه‌های اجتماعی تورم، اثر نااطمینانی تورمی را منفی می‌داند. نااطمینانی تورمی هزینه‌های اجتماعی را افزایش و رفاه اجتماعی را کاهش می‌دهد. هالند (۱۹۹۵) اعتقاد دارد مقامات پولی برای کاهش این اثرات مخرب سیاست‌های تثبیتی اعمال می‌کنند که منجر به کاهش تورم خواهد شد.

وجود رابطه‌ی علّی دو طرفه میان تورم و نااطمینانی تورمی نیز قابل تصور است؛ بر اساس فرضیه‌ی فریدمن - بال، به دنبال افزایش تورم، نااطمینانی و بی‌ثباتی آن افزایش پیدا می‌کند. در این صورت، بنابر ادعای سو و همکاران[6] (۲۰۱۷) با تحت تأثیر قرار گرفتن تصمیمات سرمایه‌گذاری و مصرف،

[1] Random walk without drift
[2] Certainty equivalence.
[3] Pourgerami & Maskus
[4] Ungar & Zilberfarb
[5] Cukierman & Meltzer
[6] Su et al.

عرضه کاهش پیدا می‌کند و با انتقال به سمت راست منحنی عرضه سطح عمومی قیمت‌ها افزایش خواهد یافت. در این راستا، فیزا و رحمی[1] (۲۰۱۴) بیان می‌کنند پس‌اندازکنندگان در فضای نااطمینانی شدید به دلیل نگرانی از دست دادن دارایی خود به سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت تمایل پیدا می‌کنند. قرض گیرندگان نیز در رویارویی با تورم پیش‌بینی نشده به علت نگرانی بابت افزایش بدهی خود، دوره‌ی کوتاه-مدت را ترجیح خواهند داد. از آن‌جایی که در بازارهای مالی انتظارات سرمایه‌گذاران یکی از تعیین‌کننده-های مهم نرخ بهره‌ی بلندمدت است، با افزایش نااطمینانی نرخ بهره افزایش خواهد یافت. در این صورت سرمایه‌گذاری کاهش خواهد یافت و متعاقب آن بیکاری و تولید کل در اقتصاد به طور منفی تحت تأثیر قرار خواهند گرفت. این فرآیند می‌تواند به افزایش تورم و نااطمینانی آن منجر شود.

جدول (۱)، نظریات مرتبط با جریان علّیت میان تورم و نااطمینانی آن را خلاصه کرده است.

جدول(۱): خلاصه‌ی نظریات مربوط به علّیت میان تورم و نااطمینانی تورمی

جهت علّیت / جریان علّیت	هم جهت (+)	خلاف جهت (-)
علّیت از تورم به نااطمینانی تورمی	فریدمن - بال	پورگرامی و ماسکس (۱۹۸۷) انگارب و زیلبرفرب (۱۹۹۳)
علّیت از نااطمینانی تورمی به تورم	کوکرمن و ملتزر (۱۹۸۶)	هالند (۱۹۹۵)
علّیت دو طرفه	برگرفته از فرضیه‌ی فریدمن – بال و ایده‌ی فیزا و رحمی (۲۰۱۴) و سو و همکاران (۲۰۱۷)	

منبع: یافته‌های پژوهش

۲،۲ مطالعات تجربی

روش‌های مورد استفاده در بررسی رابطه‌ی علّی میان تورم و نااطمینانی تورمی در طول زمان تحولات گسترده‌ای به خود دیده است. بر این اساس، مطالعات پیشین به تفکیک روش اقتصادسنجی در سه دسته مطالعات خطی، غیرخطی و طیفی بررسی می‌شوند.

۲،۲،۱ مطالعات خطی

آزمون علّیت گرنجری[2] یکی از روش‌های متداول در اقتصادسنجی که در حوزه‌های مختلف به کار گرفته می‌شود. در مطالعات مرتبط با تورم و نااطمینانی تورمی نیز این روش به کار گرفته شده است.

ملادونویچ[3] (۲۰۰۹) با استفاده از علّیت گرنجری و داده‌های ماهانه‌ی ۲۰۰۷ - ۲۰۰۱ کشور صربستان نشان داده است در کوتاه‌مدت رابطه‌ی علّی مثبت از تورم به نااطمینانی وجود دارد. در بلندمدت، افزایش نااطمینانی با کاهش تورم همراه است. نتایج مطالعه‌ی کاراهان[4] (۲۰۱۲) با به کارگیری آزمون علّیت گرنجری نشان داده است طی سال‌های ۲۰۱۱:۱۲ – ۲۰۰۲:۰۱ در ترکیه رابطه‌ی علّی از تورم به نااطمینانی تورمی بوده است. ویوریکا و همکاران[5] (۲۰۱۴) نیز با روش علّیت گرنجری رابطه‌ی میان تورم و نااطمینانی تورمی را در کشورهای مرکزی و شرقی منطقه‌ی یورو طی سال‌های ۲۰۱۲:۱۲ – ۱۹۹۰:۰۱ آزمون کرده‌اند. نتایج نشان داده است که فرضیه‌ی کوکرمن و ملتزر

[1] Feyza & Rahmi
[2] Granger-causality
[3] Mladenovic
[4] Karahan
[5] Viorica

(۱۹۸۶) برای کشورهای مذکور صادق است. بامانگا[1] (۲۰۱۶) به این نتیجه رسیده است که طی سال‌های ۲۰۱۴:۰۷ - ۱۹۶۰:۱ در کشور نیجریه فرضیه‌ی فریدمن - بال صادق است. امامی و سلمان‌پور (۱۳۸۵) با بررسی ارتباط متقابل تورم و نااطمینانی تورمی در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۸۲ - ۱۳۱۵ به این نتیجه رسیده‌اند که رابطه‌ی علّی یک طرفه از تورم به ناطمینانی تورمی در افق‌های مختلف برقرار است. غلامی و کمیجانی (۱۳۸۹) رابطه بین تورم، نااطميناني تورمي، رشد سرمايه‌گذاري و رشد اقتصادي در ايران را طی سال‌های ۱۳۸۷:۲ - ۱۳۶۷:۱ بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داده است که فرضیه فریدمن (۱۹۷۷) و بال (۱۹۹۲) مبني بر اين‌كه افزايش تورم، نااطميناني تورمي را افزايش مي‌دهد براي ايران پذيرفته مي‌شود. راسخی و خانعلی‌پور (۱۳۹۱) از الگوی گارچ چند متغیره استفاده کرده‌اند تا نااطمینانی تورم و رشد اقتصادی را استخراج کنند. فرزین‌وش و لبافی فریز (۱۳۹۳) نیز الگوی گارچ چند متغیره را برای بررسی ارتباط میان تورم، رشد بخش صنعت و نااطمینانی صنعتی به کار گرفته‌اند. نتایج مطالعه مذکور نشان داده است رضیه کوکرمن ـ ملتزر مبني بر اثر مثبت نااطميناني تورمي بر تورم دراقتصاد ايران پذيرفته مي‌شود. از در ادامه، محققان نشان داده‌اند تورم علّت گرنجری نااطمینانی تورم بوده و اثر مثبت بر آن دارد. شاه آبادی و همکاران (۱۳۹۵) با به کارگیری آزمون علّیت گرنجری نشان داده‌اند طی سال‌های ۲۰۰۹:۱۲ - ۱۹۸۹:۰۴ در اقتصاد ایران صرف نظر از از روش محاسبه‌ی نااطمینانی تورمی، افزایش تورم منجر به نااطمینانی تورمی می‌شود ولی نااطمینانی باعث تورم نخواهد شد. سرریز تورم و نااطمینانی تورم تولیدکننده و مصرف‌کننده در اقتصاد ایران، موضوع مطالعه‌ی معدنیان (۱۳۹۷) بوده است. محقق با استفاده از علّیت گرنجر نشان داده است که ارتباط متقابل و اثرپذیری مثبتی بین نرخ تورم و نااطمینانی تورم بین تولیدکننده و مصرف‌کننده وجود دارد.

خطیر و همکاران[2] (۲۰۲۰) با استفاده از روش علّیت گرنجری نشان داده‌اند طی دوره زمانی ۲۰۲۰:۰۵ - ۲۰۰۵:۰۱ در اقتصاد ترکیه تنها فرضیه بال - فریدمن تأیید می‌شود. به این معنی که جهت علّیت تنها از تورم به نااطمینانی بوده و این اثرگذاری همیشه مثبت می‌باشد.

۲،۲،۲ مطالعات غیرخطی

با توجه به محدودیت‌های روش‌های خطی، روش‌های غیرخطی برای آزمون فرضیه‌ی مختلف مرتبط با موضوع به کار گرفته شده است. چن[3] (۲۰۰۶) با به کارگیری رگرسیون انعطاف‌پذیر[4] فرضیه‌ی فریدمن - بال را برای زمانی که تورم در حال افزایش است برای کشور تایوان به اثبات رسانده است. با خروج تورم از فاز رکودی، فرضیه‌ی کوکرمن و ملتزر (۱۹۸۶) اعتبار پیدا می‌کند. ژیکوویچ و همکاران[5] (۲۰۱۴) ارتباط متقابل میان تورم و نااطمینانی آن را در ۱۱ کشور شرقی اروپا بررسی کرده‌اند. برای این منظور از رگرسیون کوانیل غیرشرطی[6] و داده‌های ماهانه ۲۰۱۳ - ۱۹۹۶ استفاده کرده‌اند. نتایج نشان داده است در کشورهایی که نظام نرخ ارز انعطاف‌پذیر دارند، هر دو فرضیه‌ی فریدمن - بال و کوکرمن و ملتزر (۱۹۸۶) صادق است. نصر و همکاران[7] (۲۰۱۵) از روش چرخشی مارکوف خودرگرسیون برداری[8] استفاده کرده‌اند. نتایج نشان داده است طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۲:۱۲ - ۱۹۲۱:۰۱ فرضیه‌ی فریدمن - بال برای آفریقای جنوبی برقرار است. فرزین‌وش و همکاران (۱۳۹۵) نیز روش مذکور را برای بررسی ارتباط میان تورم و نااطمینانی آن در اقتصاد ایران به کار گرفته‌اند. محققان، هر دو فرضیه‌ی فریدمن - بال و

[1] Bamanga
[2] Khatır et al
[3] Chen
[4] Flexible regression
[5] Živkov et al
[6] Unconditional Quantile Regression
[7] Nasr at al
[8] Markov-switching vector autoregressive (MS-VAR)

پورگرامی و ماسکوس (۱۹۸۷) را برای دوره‌ی زمانی ۱۳۹۴:۴ - ۱۳۶۹:۱ تأیید کرده‌اند.

شکروی و خلیل عراقی (۱۳۹۴) از روش غیرخطی الگوریتم مدیریت داده به روش گروهی[1]، نشان داده‌اند طی دوره‌ی ۱۳۹۲ - ۱۳۳۸، تورم اثری معنی‌دار و قوی بر نااطمینانی تورمی داشته است. اسلاملوئیان و خسروی (۱۳۹۵) با به کارگیری روش چرخشی مارکوف نشان داده‌اند طی دوره‌ی ۲۰۱۳:۰۷ - ۱۹۹۰:۰۳ اثرنااطمینانی تورم بر سطح تورم در رژیم فشار تورمی فزاینده، مثبت اما در رژیم فشار تورمی کاهنده، منفی است. همچنین در وضعیت نوسانات تورمی زیاد، افزایش تورم باعث ازدیاد نااطمینانی اما در وضعیت نوسانات تورمی کم، سطح تورم برنااطمینانی تورم تأثیری ندارد. حاجی امینی[2] (۲۰۱۹) از داده‌های ۳۳ کشور توسعه‌یافته و در حال توسعه استفاده کرده است تا ارتباط میان تورم و نااطمینانی آن را بررسی کند. محقق با آزمون‌های علّیت غیرخطی و نامتقارن به این نتیجه رسیده است که در اکثر کشورها فرضیه‌ی فریدمن - بال مصداق دارد. فلاحی و حاجی امینی[3] (۲۰۱۵) برای آزمون فرضیه‌های متفاوت مرتبط با تورم و نااطمینانی در اقتصاد ایران، از رهیافت خودرگرسیون آستانه‌ای خود محرک[4] استفاده کرده‌اند. نتایج نشان داده است در دوره‌ی ۲۰۱۳:۱۰ - ۱۹۹۰:۰۵ مطابق با فرضیه‌ی فریدمن - بال، افزایش در تورم منجر به افزایش در نااطمینانی تورمی می‌شود.

جیرانیاکول[5] (۲۰۲۰) با استفاده از رگرسیون چندکی[6] رابطه‌ی میان تورم و نااطمینانی آن را در کشورهای منتخب طی دوره ۲۰۱۹:۱۲ - ۱۹۷۹:۰۱ بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داده است فارغ از پیاده‌سازی هدف‌گذاری تورمی در کشورها، نظریه فریدمن - بال عموماً صادق است. بااین حال، برای برخی کشورها رابطه علّی از نااطمینانی به تورم می‌باشد.

۲،۲،۳ مطالعات طیفی

نظر به گسترش دامنه‌ی تحلیل طیفی، اخیراً از تبدیل موجک پیوسته برای بررسی رابطه‌ی علّیت میان تورم و نااطمینانی تورمی در حوزه‌ی زمان - فرکانس شده است. آلبلسکو و همکاران (۲۰۱۵) نشان داده‌اند اعتبار فرضیه‌های مختلف برای ایالات متحده‌ی آمریکا به افق زمانی و گستره‌ی زمان بستگی دارد. به طوری که در کوتاه‌مدت هر دو فرضیه‌ی فریدمن - بال و کوکرمن و ملتزر (۱۹۸۶) برقرار است. در میان‌مدت و بلندمدت تنها فرضیه‌ی فریدمن - بال مصداق دارد. تاو و همکاران[7] (۲۰۱۸) نیز از این روش برای بررسی اعتبار فرضیه‌ی فریدمن - بال در اسلواکی استفاده کرده‌اند. محققان به این نتیجه رسیده‌اند که فرضیه‌ی مذکور تنها در کوتاه‌مدت صادق است. در میان‌مدت و بلندمدت فرضیه‌ی کوکرمن و ملتزر (۱۹۸۶) مبنی بر اثرگذاری نااطمینانی تورمی بر تورم معتبر است.

آپرجیس و همکاران (۲۰۲۰) با به کارگیری تبدیل فوریه[8] و آزمون علّیت تودا - یاماموتو[9] برای داده‌های دوره‌ی زمانی ۲۰۱۹:۱۲ - ۲۰۰۴:۰۱ ، شکست‌های ساختاری را در رابطه میان تورم و نااطمینانی آن در ترکیه بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داده است که جهت علّیت برای کل دوره‌ی زمانی از تورم به نااطمینانی می‌باشد. اما، با تقسیم گستره زمانی تحقیق، طی دوره‌ی ۲۰۱۰:۱۰ - ۲۰۰۴:۰۵ رابطه‌ی معنی‌داری میان دو متغیر وجود ندارد. برای ۲۰۱۹:۱۲ - ۲۰۱۰:۱۱ (زمانی که بانک مرکزی ثبات مالی را نیز به عنوان هدف انتخاب می‌کند و تورم نرخی بالاتر از میانگین دارد)، افزایش تورم با افزایش نااطمینانی همراه بوده است.

[1] Group method of data handling (GMDH)
[2] Hajamini
[3] Falahi & Hajamini
[4] Self-exciting threshold autoregressive (SETAR)
[5] Jiranyakul
[6] Quantile Regression
[7] Tao et al.
[8] Fourier Transform
[9] Toda & Yamamoto

برنت و همکاران (۲۰۲۰) برای بررسی رابطه‌ی علّی میان تورم و نااطمینانی آن در منطقه یورو، ایالات متحده آمریکا، چین، انگلستان؛ آفریقای جنوبی و چین از روش تبدیل موجک نیز استفاده کرده‌اند. نتایج نشان‌دهنده تغییرات گسترده رابطه میان متغیرها در افق‌های مختلف و در بستر زمان است که نشان دهنده اهمیت تحلیل طیفی می‌باشد. محققان عنوان می‌کنند به طور کلی در کوتاه‌مدت و میان‌مدت فرضیه بال - فریدمن در گستره‌ی مکانی تحقیق برقرار می‌باشد. اما، در زمان بحران مالی ۲۰۰۸ جهت رابطه میان متغیرها منفی شده است.

با مرور پیشینه‌ی تحقیق مشخص شد نتایج تجربی با اجماع همراه نیستند. به طوری که بسته به روش‌های اقتصادسنجی، محققان به نتایج متفاوتی سیده‌اند. در طول زمان همگام با پیشرفت روش‌های اقتصادسنجی، بررسی رابطه‌ی میان تورم و نااطمینانی آن تحولات متعددی به خود دیده است. با وجود این، موضوع مذکور در اقتصاد ایران در حوزه‌ی فرکانس بررسی نشده است. افزون بر ایت تغییرات رابطه‌ی میان دو متغیر در طول زمان نادیده گرفته شده است. از این‌رو، پژوهش حاضر با اتکا به مطالعات جدید در این زمینه از آنالیز موجک پیوسته استفاده می‌کند تا رابطه‌ی میان تورم و نااطمینانی آن در اقتصاد ایران را از منظر جدیدی بررسی نماید. روش مذکور، امکان تحلیل در افق‌های مختلف زمانی و تغییرات آن در گستره‌ی زمان را به طور هم‌زمان فراهم می‌کند که در تحقیقات داخلی سابقه نداشته است.

۳ روش‌شناسی تحقیق

تبدیل فوریه یکی از مباحث پرکاربرد در تحلیل طیفی است که به منظور آشکارسازی روابط موجود بین سری‌های زمانی در فرکانس‌های مختلف استفاده می‌شود که بنا به ماهیت نوسانی همبستگی میان بعضی از سری‌های زمانی اقتصادی، در تجزیه و تحلیل بررسی پویایی رابطه‌ی علیت قابل استفاده است (ون[1]، ۲۰۰۵). با وجود این، در تبدیل فوریه علاوه بر این‌که اطلاعات موضعی زمان کنار گذاشته می‌شود، پایا بودن سری‌های زمانی فرضی اساسی است (اگیر-کانراریا و همکاران[2]، ۲۰۰۸). حال آن‌که بسیاری از سری‌های زمانی ناپایا بوده و اغلب ویژگی‌های آن‌ها در طول زمان تغییر می‌کند. با توجه به این محدودیت، تبدیل موجک به عنوان جایگزینی مفید برای تبدیل فوریه در کشف روابط علّی محسوب می‌شود. از ویژگی‌های مهم تبدیل موجک می‌توان به توانایی آن در تجزیه‌ی یک سری زمانی به فرکانس‌های مختلف در هر نقطه از زمان یا اصطلاحاً تحلیل زمان-فرکانس سری زمانی اشاره کرد. علاوه بر این، تبدیل موجک بر خلاف تبدیل فوریه با مبتنی نبودن بر پایایی سری‌های زمانی، در دامنه‌ی فرکانس صورت گرفته و قابلیت تشخیص فرکانس‌های موجود در داده‌ها در هر نقطه‌ی زمانی را داراست (روئف و ساکس[3]، ۲۰۱۱).

همبستگی موجک[4] دو سری زمانی $x = \{x_n\}$ و $y = \{y_n\}$ توسط ضرایب همبستگی محلی آن دو در فضای زمان-فرکانس تعریف می‌شود (تورنس و کامپو[5]، ۱۹۹۸). همبستگی موجک به صورت مربع مقدار طیف موجک متقاطع تعریف می‌شود که توسط طیف توان موجک هموار شده[6] برای هر یک از سری‌های زمانی، نرمال شده است:

$$R^2(u,s) = \frac{\left|S\left(s^{-1}W_{xy}(u,s)\right)\right|^2}{S\left(s^{-1}\left|W_x(u,s)\right|^2\right)S\left(s^{-1}\left|W_y(u,s)\right|^2\right)} \quad (۳)$$

که در آن S عمل‌گر هموارساز[7] در هر دو مؤلفه‌ی زمان و فرکانس است و به صورت ترکیبی از دو هموارساز زمان و هموارساز فرکانس به دست می‌آید

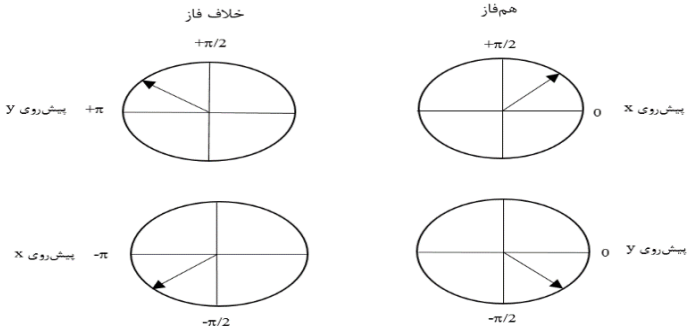
[1] Wen
[2] Aguiar-Conraria et al
[3] Roueff & Sachs
[4] Wavelet Coherence
[5] Torrence & Compo
[6] Smoothed Cross-Wavelet Spectra
[7] Smoothing Operator

(تورنس و وبستر[1]، ۱۹۹۸). به علت این‌که در صورت عدم هموارسازی، هم‌بستگی موجک در تمام فرکانس‌ها برابر با واحد خواهد بود، از هموارسازی استفاده می‌شود. با هموارسازی توسط عمل‌گر S، همبستگی موجک مربع[2]، بین صفر (عدم همبستگی) و یک (همبستگی کامل)، $0 \leq R^2(u,s) \leq 1$، در فضای زمان فرکانس خواهد بود (تورنس و کامپو، ۱۹۹۸). به این ترتیب، همبستگی موجک امکان تحلیل سه بعدی[3] را فراهم می‌کند که به طور هم‌زمان شدت همبستگی و ترکیب زمان و فرکانس را توضیح می‌دهد (لا[4]، ۲۰۱۳). به عبارت دیگر، با این ضریب می‌توان ارتباط میان دو سری زمانی را در فرکانس‌های مختلف و در طول زمان سنجید. بنابراین، ابزاری قدرت‌مند و مفید برای تحلیل رابطه‌ی پویا بین سری‌های زمانی به شمار رفته و هدف پژوهش حاضر را به خوبی تأمین می‌کند (احسانی و طاهری بازخانه، ۱۳۹۷).

از آن‌جایی که همبستگی موجک مربع بین صفر و یک قرار دارد، نمی‌توان همبستگی منفی و مثبت را تشخیص داد. برای رفع این معضل، ابزار اختلاف (یا زاویه‌ی) فاز[5] به کار می‌آیند. اختلاف فاز بین دو سری زمانی، $\phi_{x,y}$، رابطه‌ی فازی بین آن‌ها را بیان کرده و اطلاعات مفیدی در رابطه با جریان علّی فراهم می‌کند. اختلاف فاز، جزئیاتی در رابطه با تشخیص رابطه‌ی تقدم - تأخری[6] دو سری زمانی ارائه می‌کند. این مقدار برای دو سری زمانی x و y عبارت است از:

$$\phi_{x,y} = tan^{-1}\left(\frac{\mathfrak{T}\{W_n^{xy}\}}{\mathfrak{R}\{W_n^{xy}\}}\right), with\, \phi_{x,y} \in [-\pi, \pi] \quad (۴)$$

که در آن $\mathfrak{T}$ و $\mathfrak{R}$ به ترتیب بخش موهومی و حقیقی تبدیل متقاطع موجک هموار شده هستند. در پژوهش حاضر، به پیروی از اگیر-کانراریا و همکاران (۲۰۰۸)، مقادیر $\phi_{x,y}$ متفاوت بر حسب فلش‌های زاویه‌دار تفسیر می‌شوند. شکل زیر به همراه توضیحات آن بیان روشنی از اختلاف فاز و نحوه‌ی تحلیل آن ارائه می‌دهد (احسانی و طاهری بازخانه، ۱۳۹۷):



شکل (۱): اختلاف فاز و تعیین جهت علیت بین دو سری زمانی در فضای همبستگی موجک

منبع: راش و اشمیدبر[7] (۲۰۱۶)

اختلاف فاز صفر نشان می‌دهد دو سری زمانی هماهنگ با یکدیگر حرکت می‌کنند (مشابه با کوواریانس مثبت). اگر $\phi_{x,y} \in \left(0, \frac{\pi}{2}\right)$ باشد، دو سری زمانی هم‌فاز بوده و سری زمانی x پیشرو[8]

[1] Torrence & Webster
[2] Squared Wavelet Coherency
[3] Three-Dimensional
[4] Loh
[5] Phase Difference
[6] Lead - Lag
[7] Rösch & Schmidbauer
[8] Leading

است (علّیت از x به y). اگر $\phi_{x,y} \in \left(-\frac{\pi}{2}, 0\right)$ باشد دوسری حرکت هم‌فاز با پیشروی y دارند (علّیت y از به x). اختلاف فاز صفر π (و یا $-\pi$) بیان‌گر رابطه‌ی خلاف‌فاز است (مشابه با کوواریانس منفی). در صورتی که $\phi_{x,y} \in \left(\frac{\pi}{2}, \pi\right)$ باشد، دو سری زمانی حرکت خلاف‌فاز با پیشروی y دارند (علّیت y از به x). نهایتاً اگر $\phi_{x,y} \in \left(-\pi, -\frac{\pi}{2}\right)$ باشد، حرکت خلاف‌فاز بوده و سری زمانی x پیشرو است[1] (علّیت از x به y).

۴ معرفی متغیرها و تحلیل نتایج

در تحقیق حاضر، از نرخ شاخص کل قیمت مصرف کننده خانوارهای شهری[2] (۱۰۰=۱۳۹۵) برای محاسبه‌ی نرخ تورم ماهانه و فصلی استفاده شده است. بر این اساس، گستره‌ی زمانی پژوهش برای داده‌های ماهانه ۱۴۰۱:۰۸ - ۱۳۷۰:۰۵ و برای داده‌های فصلی ۱۴۰۱:۲ – ۱۳۷۰:۲ است.

از آن‌جایی که نااطمینانی متغیری کیفی است، اندازه‌گیری آن چالش برانگیز می‌باشد. چون علاوه بر این‌که قابل مشاهده نیست، ضروری است اندازه‌گیری آن انعکاسی صحیح از نااطمینانی را به تصویر بکشد. برای این منظور، استفاده از دو رویکرد سابقه دارد. در رویکرد اول، نااطمینانی از طریق اطلاعات میدانی و با ابزار پرسش‌نامه جمع‌آوری می‌شود. با توجه به این‌که نظرات افراد تفاوت داشته و انتظارات افراد از مقادیر آتی متغیرها یکسان نیست، ارائه تصویری جامع با چالش همراه خواهد بود. در رویکرد دوم، محققان به منظور برآورد نااطمینانی تورم، از الگوهای پیش‌بینی اقتصادی استفاده می‌کنند. در این رویکرد، خطای پیش‌بینی بزرگ به مفهوم نااطمینانی بالاتر و خطای پیش‌بینی کوچک به منزله نااطمینانی کم‌تر است (پیرایی و دادور، ۱۳۹۰). از جمله مهم‌ترین این روش‌ها، واریانس ناهمسان شرطی خودرگرسیونی تعمیم یافته[3] می‌باشد که در مطالعات پیشین به طور گسترده استفاده شده است. از این‌رو، در تحقیق حاضر برای محاسبه‌ی نااطمینانی تورمی، از واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیون تعمیم یافته استفاده شده است[4].

در شکل‌های (۲) و (۳)، محور افقی زمان، محور عمودی سمت چپ مقیاس زمانی (بر حسب سال) و محور عمودی سمت راست ضریب همبستگی را نشان می‌دهند. با افزایش مقیاس زمانی، تحلیل در دوره‌ی بلندمدت صورت گرفته و در مقابل با کاهش آن، همبستگی دوره‌ی کوتاه‌مدت مورد بررسی قرار می‌گیرد. رنگ قرمز (آبی) حداکثر (حداقل) ضریب هم‌بستگی، یعنی یک (صفر)، را بیان می‌کند. در تبدیل سری زمانی به دلیل نوسان لحظه‌ای موجک مقادیر تصادفی جایگزین مقادیر واقعی حاصل شده از تبدیل می‌شوند. این مسئله باعث بروز خطای اریب در تبدیل شده و به اثر لبه[5] شهرت دارد که با افزایش مقیاس تبدیل سری افزایش می‌یابد. به نواحی از طیف که در آن اثر لبه به اوج می‌رسد، کانون اثر[6] گفته می‌شود. نتایج به دست آمده از تحلیل زمان - مقیاس تبدیل موجک در نواحی لبه غیرقابل اعتماد بوده و باید در تفسیر نتایج آن دقت شود (تورنس و کامپو، ۱۹۹۸). برای این منظور فضای قابل تفسیر در شکل‌ها، توسط خط مشکی نازک، به شکل یک سهمی مرزبندی شده است. افزون بر این در سهمی مذکور، تنها مناطقی قابل تفسیر هستند

[1] در صورتی که فلش حالت عمودی به خود بگیرد و نوک آن بالا (پایین) باشد، متغیرها هم جهت بوده و علیت از x(y) به y(x) با وقفه‌ی $\frac{\pi}{2}$ می‌باشد. به طور کلی با حرکت از حالت افقی به حالت عمودی، وقفه‌ی اثرگذاری بیش‌تر شده و از صفر به $\frac{\pi}{2}$ می‌رسد.

[2] منبع جمع آوری داده‌ها مرکز آمار ایران است.

[3] Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)

[4] برای دو تواتر سری‌های زمانی نااطمینانی تورمی به ترتیب از فرآیند GARCH(1,2) و GARCH(2,1) استخراج شده است. به دلیل محدودیت در تعداد صفحات، جزئیات استخراج این دو سری زمانی ارائه نشده است. در صورت نیاز، خوانندگان محترم می‌توانند با نویسنده‌ی مسئول مکاتبه کنند.

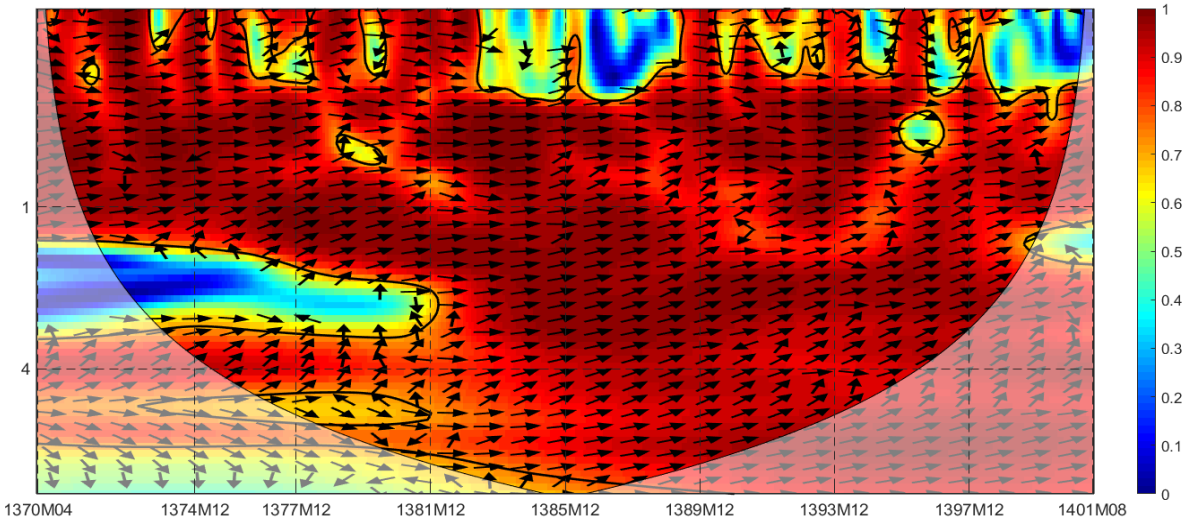
[5] Edge Effect

[6] Cone of Influence

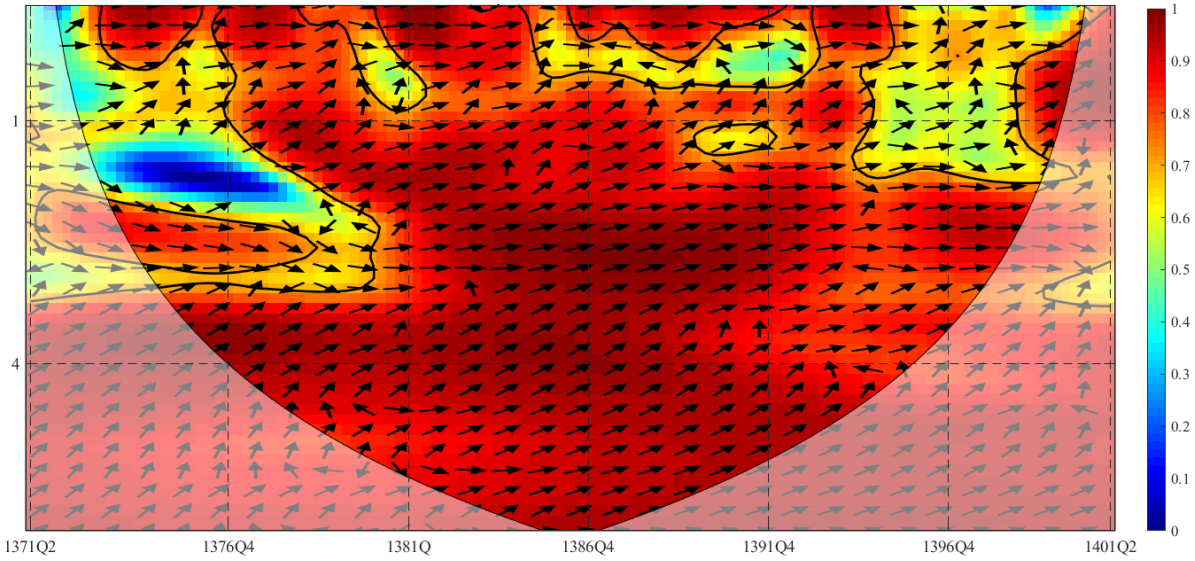
که توسط خطوط مشکی پررنگ احاطه شده باشند. مناطق مذکور، محدوده‌ی قابل اطمینان آماری تخمین در فاصله‌ی اطمینان ۹۵٪ معناداری می‌باشند که با استفاده از شبیه سازی مونت کارلو حاصل شده‌اند. جهت فلش‌های زاویه‌دار نشان‌دهنده‌ی متغیر پیشرو بوده و مانند شکل (۱)[۱] تفسیر می‌شوند. به این ترتیب، نتایج پژوهش در قالب شکل‌های شبه سه‌بعدی، تحلیل در دامنه‌ی زمان و دامنه‌ی فرکانس و همچنین شدت همبستگی را میسر کرده و تصویر جامعی از تغییرات ساختاری سری‌های زمانی در اختیار قرار می‌دهد. در پژوهش حاضر، برای تبدیل سری‌های زمانی و میسر شدن تحلیل در دامنه‌ی زمان - فرکانس، از موجک پیوسته‌ی مورلت، در فرکانس ثابت ۶ استفاده شده است[۲] (طاهری بازخانه و همکاران، ۱۳۹۷). افق‌های کوتاه‌مدت، میان مدت و بلندمدت به ترتیب کمتر از یک سال، بین یک تا چهار سال و بیش‌تر از چهار سال را در بر می‌گیرند.

[۱] در نظر گرفته شده X و تورم سری زمانی Y نااطمینانی تورمی سری زمانی است.

[۲] در این صورت تفسیر رابطه‌ی زمان و فرکانس تسهیل شده و موجک مارلت به یک موجک تحلیلی تبدیل می‌شود.



الف: تورم ماهانه



ب: تورم فصلی

شکل (۲): اختلاف فاز و تعیین جهت علیت میان دو تورم و نااطمینانی تورمی در فضای همبستگی موجک

منبع: یافته‌های پژوهش

اولین نکته‌ای که در شکل (۲) جلب توجه می‌کند، تنوع شدت و جهت علّیت در افق‌های و مقاطع زمانی مختلف است. این مطلب، اهمیت تحلیل زمان - فرکانس را برجسته می‌کند. علاوه بر این، با توجه به نواحی معنی‌دار در شکل (۲) در هیچ بازه زمانی (به غیر از سال‌های ۱۳۸۱ - ۱۳۷۸ در افق بلندمدت تورم ماهانه) رابطه خلاف فاز به طور گسترده وجود ندارد. بر این اساس، هیچ یک از نظریه‌های پورگرامی و ماسکس (۱۹۸۷)، انگارب و زیلبرفرب (۱۹۹۳) و هالند (۱۹۹۵) در ایران موضوعیت ندارد. بنابراین، در اقتصاد ایران کارگزان اقتصادی قادر نیستند در رویارویی با تورم پیش‌بینی

خود را تدقیق نمایند. این مهم، ریشه در نوسان تورم در ایران دارد که در برهه‌های مختلف از سوی منابع متعددی نظیر ناترازی بودجه دولت و نظام بانکی، بحران‌های ارزی و تحریم‌های بین‌المللی تغذیه می‌شود و چشم‌انداز روشنی برای تدقیق پیش‌بینی آن مقدور نیست. افزون بر این، سیاستگذار پولی و سایر مقامات مسوول در مصدر امور در رویارویی با تورم اقدامات لازم را برای کاهش نااطمینانی در پیش نمی‌گیرند. به طور سنتی در زمان اوج گرفتن قیمت‌ها اقتصاد ایران با چالش‌هایی نظیر قیمت‌گذاری دستوری به سمت مقابله با معلول می‌رود. از این‌رو، نتیجه حاصله گواهی بر این مهم است که سیاست‌گذار پس از افزایش تورم با عدم اجرای سیاست‌های اصولی و توصیه شده علم اقتصاد و اجرای سیاست‌هایی که نتایج آن‌ها پیش از اجرا مشخص می‌باشد، قادر نیست نااطمینانی تورمی را در هیچ افقی کاهش دهد.

در افق کوتاه‌مدت (کم‌تر از ۱ سال)، بر اساس داده‌های ماهانه و فصلی جهت علّیت عموماً از تورم به نااطمینانی است. به طوری که با افزایش (کاهش) تورم نااطمینانی تورمی افزایش (کاهش) می‌یابد. با این حال، برای تورم ماهانه در سال‌های ۱۳۷۵، ۱۳۸۲، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۷ - ۱۳۹۶ جهت علّیت هم‌فاز از نااطمینانی تورمی به تورم می‌باشد. با مشاهده روند تورم می‌توان گفت اثرگذاری علّی نااطمینانی در تورم‌های بالاتر و پایین‌تر از میانگین رخ داده است. بنابراین، جهت و فاز علّیت تابعی از سطح تورم نیست. بر این اساس، می‌توان گفت نظریه هالند (۱۹۹۵) برای اقتصاد ایران مصداق ندارد. با در نظر داشتن شرایط اقتصاد ایران، در ابتدای دهه ۱۳۸۰ به دنبال سیاست تک نرخی شدن ارز و کنترل انتظارات تورمی و هم‌چنین کاهش تورم، کاهش تورم از ناحیه نااطمینانی به دنبال سیاست‌های مذکور رخ داده است. در سایر بازه‌های زمانی مطرح شده اثرگذاری نااطمینانی بر تورم زمانی ظهور می‌یابد که اقتصاد دچار تورم‌های بالا قرار داشته است. در سال ۱۳۹۰ به دلیل فشارهای ناشی از تحریم و سیاست‌های انبساطی و پیدایش نشانه‌های بیماری هلندی پس از افزایش قیمت نفت، نااطمینانی موجود به عنوان منبعی برای افزایش تورم عمل کرده است. پیش از سال ۱۳۹۷ نیز به دنبال گمانه‌زنی‌های خروج یک‌جانبه ایالات متحده آمریکا از توافق برجام و امکان بازگشت تحریم‌های بین‌المللی نااطمینانی تورمی باعث افزایش تورم شده است. با مقایسه فضاهای همبستگی برای تورم‌های ماهانه و فصلی مشاهده می‌شود در هر دو تواتر از اوایل سال ۱۳۹۸ به بعد ارتباط معنی‌داری میان تورم و نااطمینانی آن در افق کوتاه‌مدت (کم‌تر از یک سال) وجود ندارد. با توجه به این‌که تورم در سال‌های اخیر از میانگین خود فاصله گرفته است که بخش قابل توجهی از آن ناشی از ناترازی بودجه و نحوه تأمین مالی کسری حاصله می‌باشد، می‌توان گفت از اوایل سال ۱۳۹۸ تا انتهای دوره زمانی تحقیق (اواسط ۱۴۰۱) تورم تأثیری از نااطمینانی نپذیرفته است.

در افق میان‌مدت (۱ تا ۴ سال)، برای تورم ماهانه و فصلی از سال ۱۳۸۱ به بعد علّیت عموماً از تورم به نااطمینانی تورمی می‌باشد. به طوری که در اکثر بازه زمانی با افزایش (کاهش) تورم، نااطمینانی تورمی افزایش (کاهش) یافته است. بنابراین، می‌توان گفت در میان مدت نظریه فریدمن - بال از سال ۱۳۸۱ به بعد تا انتهای دوره زمانی تحقیق (۱۴۰۱:۰۸ - ۱۳۸۲:۰۱) برای اقتصاد ایران صادق است. به این مفهوم که در میان مدت و از سال ۱۳۸۱ به بعد، رفتار سیاست‌گذار پولی در ایران با نوع دوم سیاست‌گذار نظریه فریدمن - بال قابل توضیح می‌باشد. به این ترتیب که در رویارویی با افزایش تورم، تعهد به تورم از سوی ایشان نقض شده و افزایش موقتی متغیرهای حقیقی و اشتغال اولویت پیدا کرده

است[1]. از سوی دیگر، مطابق با نظریه مذکور، کاگزاران اقتصادی در ایران نسبت به سیاست پولی در وضعیت عدم آگاهی و نااطمینانی به سر می‌برند.

با در نظر گرفتن داده‌های ماهانه، از سال ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۱ تورم و نااطمینانی آن ارتباط معنی‌داری در میان‌مدت نداشته‌اند. اما، داده‌های فصلی اثرگذاری معنی‌دار و هم فازی از نااطمینانی به تورم را در خلال سال‌های ۱۳۷۹- ۱۳۷۳ نشان می‌دهد که در چارچوب نظریه کوکرمن و ملتزر (۱۹۸۶) قابل توضیح است. از آن‌جایی که میانگین تورم در بازه زمانی مذکور (۵/۹) از میانگین تورم در کل دوره زمانی تحقیق (۵/۰۴) بیش‌تر است، می‌توان گفت مقامات پولی برای تحریک فعالیت‌های بخش حقیقی از عدم آگاهی کارگزاران نسبت به ترجیحات سیاست‌گذار استفاده کرده و به طور غیر قابل پیش‌بینی تورم را افزایش داده‌اند.

در بلندمدت (بیش‌تر از ۴ سال)، همانند افق میان‌مدت از سال ۱۳۸۱ به بعد رابطه میان دو متغیر در داده‌های ماهانه و فصلی الگوی رفتاری یکسانی دارد. به طوری که عمدتاً جهت علّیت از تورم به نااطمینانی تورمی است. به این ترتیب در بلندمدت و از سال ۱۳۸۱ به بعد نیز نظریه فریدمن – بال در اقتصاد ایران تأیید می‌شود. بنابراین، می‌توان گفت در بلندمدت و از سال ۱۳۸۱ به بعد مقامات پولی در رویارویی با تورم، حساسیت ناچیزی نسبت به کاهش تورم در قیاس با بخش اقتصاد دارند. قبل از سال ۱۳۸۱ و در خلال سال‌های ۱۳۸۱ – ۱۳۷۱ داده-های ماهانه ناپایداری و ضعیف شدن رابطه میان دو متغیر را نشان می‌دهند.

جدول (۲) به جمع‌بندی یافته‌های تحقیق اختصاص کرده است. در جدول مذکور با توجه به کارگرفتن داده‌های ماهانه و فصلی به منظور استحکام نتایج، یافته‌ها بر اساس مشترکات دو تواتر ذکر شده‌اند.

جدول(۲): خلاصه‌ای از یافته‌های تحقیق و تطابق آن با مبانی نظری

افق زمانی	نظریه تأیید شده	توضیحات
کوتاه مدت	فریدمن - بال	علّیت هم جهت از تورم به نااطمینانی تورمی
	کوکرمن و ملتزر (۱۹۸۶)	علّیت هم جهت از نااطمینانی تورمی به تورم
میان مدت	فریدمن - بال	علّیت هم جهت از تورم به نااطمینانی تورمی
	کوکرمن و ملتزر (۱۹۸۶)	علّیت هم جهت از نااطمینانی تورمی به تورم
بلندمدت	فریدمن - بال	علّیت هم جهت از تورم به نااطمینانی تورمی

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج به دست آمده از تحقیق حاضر برای افق بلندمدت که به طور خلاصه در جدول (۲) گزارش شده است، با مطالعات کاراهان (۲۰۱۲)، بامانگا (۲۰۱۶)، امامی و سلمان‌پور (۱۳۸۵)، غلامی و کمیجانی (۱۳۸۹)، راسخی و خانعلی پور (۱۳۹۱)، شاه آبادی و همکاران (۱۳۹۵)، چن (۲۰۰۶)، ژیکوویچ و همکاران (۲۰۱۴)، نصر و همکاران (۲۰۱۵)، شکوری و خلیل عراقی (۱۳۹۴)حاج امینی (۲۰۱۹) و حاجی امینی (۲۰۱۵) و آلبلسکو و همکاران (۲۰۱۵) هم راستا می-باشد.

[1] البته، اثربخشی این اقدامات بر متغیرهای هدف نیز به دلیل چالش‌های مهم اقتصاد ایران محل ابهام و سؤال است که از موضوع نوشتار حاضر خارج می‌باشد.

۵ جمع‌بندی و پیشنهادهای سیاستی

با توجه به اهمیت تورم در اقتصادکلان، مطالعه‌ی جنبه‌های مختلف این پدیده یکی از مباحث کانونی در اقتصادپولی است. بخش قابل توجهی از ادبیات مربوط به این زمینه، به بررسی رابطه‌ی علّی میان تورم و نااطمینانی آن اختصاص دارد. با وجود این، در حوزه‌ی نظری فرضیه‌های متفاوتی مطرح شده است و مطالعات تجربی نیز با ابهام مواجه هستند. در این راستا، پژوهش حاضر کوشید با به کارگیری تبدیل موجک پیوسته رابطه‌ی میان تورم و نااطمینانی آن را در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۴۰۱ - ۱۳۷۰ مورد بازبینی قرار دهد. به منظور آزمون پایداری نتایج، از داده‌های ماهانه و فصلی استفاده شده است.

تحلیل در حوزه‌ی زمان - فرکانس برای هر دو تواتر نشان داد رابطه‌ی میان دو متغیر در افق‌های مختلف و در طول زمان متفاوت است. با وجود این، جریان علّیت عموماً هم فاز می‌باشد. در کوتاه‌مدت (کم‌تر از یک سال) و میان‌مدت (بین ۱ تا ۴ سال) هر دو نظریه بال - فریدمن و کوکرمن و ملتزر (۱۹۸۶) مصداق دارد. به این مفهوم که در افق‌های مذکور، هر دو متغیر پیشروی در جریان علّی هم فاز را تجربه کرده‌اند. در بلندمدت (بیش‌تر از ۴ سال)، جریان علّیت هم جهت و از تورم به نااطمینانی آن گزارش می‌شود. بر این اساس، در بلندمدت صرفاً نظریه فریدمن - بال در اقتصاد ایران مصداق دارد. به این معنی که افزایش (کاهش) تورم منجر به افزایش (کاهش) نااطمینانی تورمی خواهد شد.

در خصوص علّت برقراری رابطه علّی هم فاز از نااطمینانی به تورم و تأیید نظریه کوکرمن و ملتزر (۱۹۸۶) با توجه به شرایط اقتصاد ایران می‌توان گفت نامشخص بودن هدف سیاست‌گذار پولی، قاعده‌مند نبودن عرضه‌ی پول و وابسته بودن آن به درآمدهای نفتی باعث شده است سیاست‌گذار از این ابزار به منظور تحریک فعالیت‌های اقتصادی استفاده کند. بر این اساس، سیاست‌گذار پولی حداکثر در افق ۴ ساله می‌تواند با به ثبات رساندن تورم امید به کاهش سطح تورم داشته باشد. از آن‌جایی که در بلندمدت، تورم بر نااطمینانی تورمی اثرگذار است این سیاست نمی‌تواند راه‌گشا باشد. بنابراین، به مقامات پولی توصیه می‌شود به منظور ثبات تورم بر کنترل سطح آن تمرکز داشته و از پیگیری اهداف چندگانه اجتناب ورزند. در صورت عدم تمرکز بر کنترل تورم و عدم اجرای سیاست‌های مقتضی، نااطمینانی تورمی اوج گرفته و هزینه‌های زیادی از جمله مکدر شدن فضای سرمایه گذاری مولد، سفته بازی و کاهش بهره‌روی به اقتصاد متحمل خواهد شد. برای این منظور، افزایش استقلال بانک مرکزی گام مؤثری خواهد بود. در این راستا، تدقیق کسری بودجه‌ی پنهان دولت در حوزه‌ی پولی می‌تواند بانک مرکزی را در طراحی و اجرای سیاست پولی مستقل یاری کند. ارزیابی مداوم بدهی و تعهدات دولت و ارائه‌ی آن به بانک مرکزی می‌تواند زمینه‌ساز تسهیل قواعد پولی و مالی باشد و مقدمات استقلال بانک مرکزی را فراهم کند.

منابع:

Aguiar-Conraria, L., Azevedo, N., & Soares, M.J. (2008). Using wavelets to decompose the time–frequency effects of monetary policy. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 387, 2863–2878.

Albulescu, C. T., Twari, A. V., Miller, S. M., & Gupta, R. (2019). Time–frequency relationship between US inflation and inflation uncertainty: evidence from historical data. *Scottish Journal of Political Economy*, 66(5), 673 – 702.

Apergis, N., Bulut, U., Ucler, G., & Ozsahin, S. (2021). The causal linkage between inflation and inflation uncertainty under structural breaks: Evidence from Turkey. *The Manchester School*, 89(3), 259-275.

Ball, L. (1992). Why does high inflation raise inflation uncertainty?. *Journal of Monetary Economics*, 29(3), 371-388.

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.

Berument, H., Yalcin, Y., & Yildirim, J. (2009). The effect of inflation uncertainty on inflation: Stochastic volatility in mean model within a dynamic framework. *Economic Modelling*, 26(6), 1201-1207.

Chen, S. W., Shen, C. H., & Xie, Z. (2006). Nonlinear relationship between inflation and inflation uncertainty in Taiwan. *Applied Economics Letters*, 13(8), 529-533.

Cukierman, A., & Meltzer, A. H. (1986). A theory of ambiguity, credibility, and inflation under discretion and asymmetric information. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 54(5), 1099-1128.

Ehsani, M. A., & Taheri Bazkhaneh, S. (2018). The application of continuous wavelet transform in discovering the dynamics of the causal relationship between liquidity and its components with inflation: A case study of Iran. *Journal of Economic Research*, 53(2), 235-278. (In Persian).

Emami, K., Salman pour, A. (2006). Inflation and inflationary uncertainty in Iran, A new approach to investigate interrelationships. *Future Study Management*, 18(2), 53 – 67. (In Persian).

Eslamloeiyan, K., & Khosravi, Z. (2017). The effect of different inflationary regimes on the dynamics of inflation and inflation uncertainty in Iran. *Monetary & Financial Economics*, 23(12), 135-160. (In Persian).

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.

Farzinvash, A., Elaahi, N., Kiaalhosseini, S., Haashemi Dizaj, A. (2021). Granger causality between inflation and inflation uncertainty in Iran: A MSVAR approach. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 3(2), 23-48. (In Persian).

Farzinvash, A., Labafi firiz. (2014). The effect of inflation uncertainty on inflation and value added growth industry sector in Iran's economy (using bivariate GARCH model). *Macroeconomics Research Letter*, 9(18), 10-126. (In Persian).

Feyza, E. H., & Rahmi, Y. (2014). The relationship between inflation and

inflation uncertainty in Turkey. *Экономика региона*, 4, 246 – 254.

Friedman, M. (1968). The role of monetary policy. *American Economic Review*, 58, 1–17.

Friedman, M. (1977). Nobel lecture: inflation and unemployment. *Journal of political economy*, 85(3), 451-472.

Grier, K. B., & Perry, M. J. (1998). On inflation and inflation uncertainty in the G7 countries. *Journal of International Money and Finance*, 17(4), 671-689.

Grossmann, A., & Morlet, J. (1984). Decomposition of Hardy functions into square integrable wavelets of constant shape. *SIAM Journal on Mathematical Analysis*, 15(4), 723-736.

Hajamini, M. (2019). Asymmetric causality between inflation and uncertainty: Evidences from 33 developed and developing countries. *Journal of Quantitative Economics*, 1-23.

Hartmann, M., & Herwartz, H. (2012). Causal relations between inflation and inflation uncertainty—Cross sectional evidence in favour of the Friedman–Ball hypothesis. *Economics Letters*, 115(2), 144-147.

Holland, A. S. (1993). Comment on inflation regimes and the sources of inflation uncertainty. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 25(3), 514.

Holland, A. S. (1995). Inflation and uncertainty: Tests for temporal ordering. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(3), 827-837.

Jiranyakul, K. (2020). The linkages between inflation and inflation uncertainty in selected Asian economies: Evidence from Quantile regression. *Journal of Advanced Studies in Finance* (JASF), 11(22), 74-80.

Khatır, A. Q., Güvenek, B., & Mangır, F. (2020). The relationship between inflation and inflation uncertainty: Empirical evidence from Turkey. *Journal of Academic Value Studies*, 6(4), 331-340

Loh, L. (2013). Co-movement of Asia–Pacific with European and US stock market returns: A cross-time-frequency analysis. *Research in International Business and Finance*, 29, 1–13.

Madanian, B. (2018). Spillover effect of producer and consumer inflation and inflation uncertainty in the Iranian economy. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, 6(22), 69-92. (In Persian).

Mladenovic, Z. L. (2007). Relationship between inflation and inflation uncertainty: The case of Serbia. *Yugoslav Journal of Operations Research*, 19(1), 171 – 183.

Nasr, A. B., Balcilar, M., Ajmi, A. N., Aye, G. C., Gupta, R., & Van Eyden, R. (2015). Causality between inflation and inflation uncertainty in South Africa: Evidence from a Markov-switching vector autoregressive model. *Emerging Markets Review*, 24, 46-68.

Okun, A. M. (1971). The mirage of steady inflation. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1971(2), 485-498.

Phelps, E.S. (1967). Phillips curves, expectations of inflation and optimal unemployment over time. *Economica*, 34, 254–281.

Piraee, K., & Dadvar, B. (2011). The effect of inflation on economic growth in Iran with special emphasis on uncertainty. *The Economic Research*, 11(1), 67-80. (In Persian).

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.

Rasekhi, S., Khan Alipour. (2012). Inflation, growth, uncertainty of inflation and growth in Iran: An application of multivariate GARCH model,

Macroeconomics Research Letter, 7(13), 13-38. (In Persian).

Riadh, R. A., & Baaziz, Y. T. (2015). The interaction between inflation and inflation uncertainty: A multivariate time-varying asymmetric approach. *Available at SSRN 2661577*.

Romer, D. (2012). *Advanced Macroeconomics*, McGraw-Hill, (4th Edition).

Rösch, A., & Schmidbauer, H. (2016). WaveletComp 1.1: A guided tour through the R package. *URL: http://www. hsstat. com/projects/WaveletComp/WaveletComp_guided_tour. pdf*.

Rossi, B., Sekhposyan, T., & Soupre, M. (2016). Understanding the sources of macroeconomic uncertainty. *Available at SSRN 2816841*.

Roueff, F., & Sachs, R. (2011). Locally stationary long memory estimation. *Stochastic Processes and their Applications*, 121(4), 813–844.

Shahabadi, A., Salmani, Y., & Valinia, A. (2017). The relationship between inflation and inflation uncertainty with an emphasis on rational expectation in Iran. *Monetary & Financial Economics*, 23(12), 45-63. (In Persian).

Shokravi, S., & Khalili Araghi, S.M. (2015). Investigating the non-linear causality between inflation and inflation uncertainty in Iran. *Applied Economics Quarterly*, 5, 11 – 21. (In Persian)

Su, C. W., Yu, H., Chang, H. L., & Li, X. L. (2017). How does inflation determine inflation uncertainty? A Chinese perspective. *Quality & Quantity*, 51(3), 1417-1434.

Taheri Bazkhaneh, S., Ehsani, M. A., & Gilak Hakim Abadi, M. T. (2018). The investigating of the dynamic relationship between financial cycles with business cycles and the inflation gap in Iran: An application of wavelet transform. *Economic Growth and Development Research*, 9(33), 121-140. (In Persian).

Tao, R., Li, Z. Z., Li, X. L., & Su, C. W. (2018). A reexamination of Friedman-Ball's hypothesis in Slovakia-Evidence from wavelet analysis. *Journal for Economic Forecasting*, (4), 41-54.

Torrence, C. & Compo, G. (1998). A practical guide to wavelet analysis. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 79, 61–78.

Torrence, C. & Webster P. J. (1998). The annual cycle of persistence in the El Niño–Southern oscillation. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*, 124, 1985–2004.

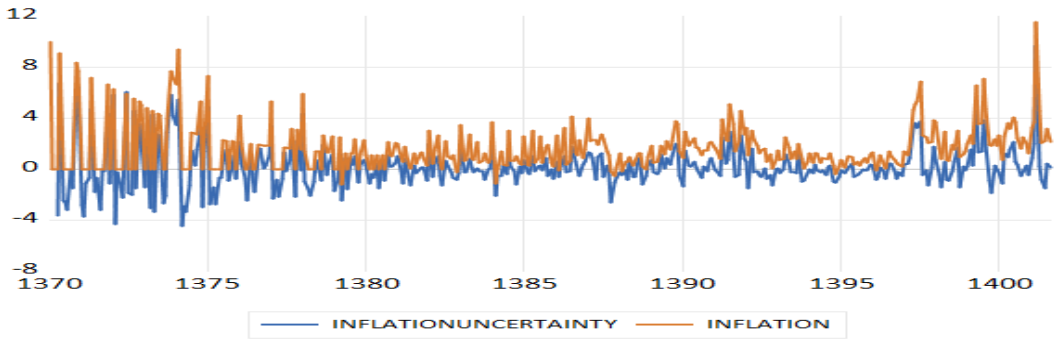
Ungar, M., & Zilberfarb, B. Z. (1993). Inflation and its unpredictability--Theory and empirical evidence. *Journal of Money, Credit and Banking*, 25(4), 709-720.

Viorica, D., Jemna, D., Pintilescu, C., & Asandului, M. (2014). The relationship between inflation and inflation uncertainty. Empirical evidence for the newest EU countries. *PloS one*, 9(3), e91164.

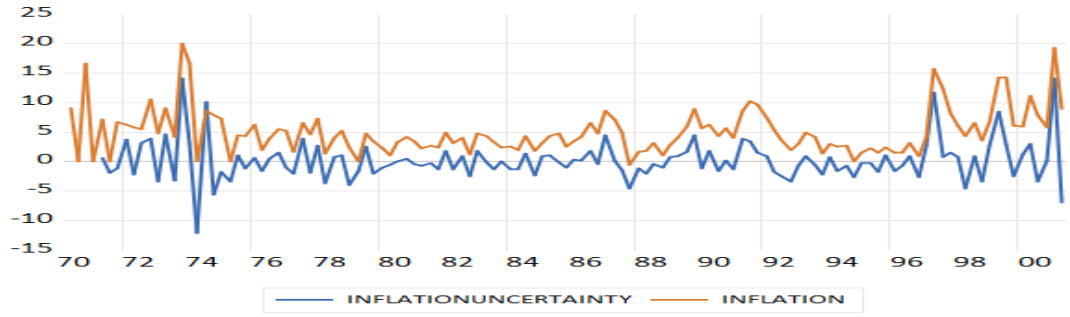
Wen, Y. (2005). Understanding the inventory cycle. *Journal of Monetary Economics*, 52(8), 1533-1555.

Živkov, D., Njegić, J., & Pećanac, M. (2014). Bidirectional linkage between inflation and inflation uncertainty–the case of Eastern European countries. *Baltic Journal of Economics*, 14(1-2), 124-139.

پیوست



نمودار (۱): سری زمانی ماهانه‌ی تورم و ناطمینانی آن



نمودار (۲): سری زمانی فصلی تورم و ناطمینانی آن

در نمودارهای فوق تورم ماهانه و فصلی به همراه متغیر نااطمینانی به تصویر کشیده شده است. با توجه به نمودارها، اقتصاد ایران در دهه‌های ۷۰ و ۹۰ تورمی بالاتر از میانگین به خود دیده است. و نااطمینانی نسبت به این متغیر نسبت به سایر دهه‌ها بیشتر می‌باشد. بخش قابل توجهی از تورم در اقتصاد ایران توسط ناترازی بودجه دولت، ناترازی نظام بانکی و هم‌چنین رابطه دولت با بانک مرکزی قابل توضیح است. در دهه ۹۰ عامل اصلی در ایجاد تورم در کشور از نظر هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی و نحوه تامین کسری بودجه دولت و ساختار مدیریتی شبکه بانکی و دولت است که عمدتا از مسیر رشد پایه پولی و رشد نقدینگی به وجودآورنده تورم است.

افزون بر این، رشد اقتصادی و بیکاری در دو دهه مذکور تفاوت‌های اساسی با یکدیگر داشتند. به این ترتیب که در دهه ۱۳۹۰ رشد اقتصادی نزدیک به صفر بوده و بیکاری شدت یافته است.