

Economic Growth and Development Research

Open
Access

ORIGINAL ARTICLE

Inflation Uncertainty and the Real Sector; New Evidence from an Oil Exporting Country Based on Time-frequency Analysis

Saleh Taheri Bazkhaneh

Assistant Professor, Faculty of Literature and Humanities, University of Guilan, Rasht, Iran.

Correspondence

Saleh Taheri Bazkhaneh
E-mail:
saleh.taheri@guilan.ac.ir

How to cite:

Taheri Bazkhaneh, S., (2024). Inflation Uncertainty and the Real Sector; New Evidence from an Oil Exporting Country Based on Time-frequency Analysis. *Economic Growth and Development Research*, 14(55), 128-148.

ABSTRACT

The impact of inflation uncertainty on the real sector is one of the topics of monetary economics, which, having theoretical foundations at the microeconomic level, leads to important effects at the macro level. Despite this, there is no consensus on how inflation uncertainty affects output in the field of theoretical and empirical studies. This relationship may be challenged by considering the conditions of countries with natural resource rents. In addition, in the mentioned countries, there are many policy challenges that cause the relationship between variables and policy recommendations to change over time. Therefore, the current research tries to provide a new insight in this field by selecting Iran's economy due to the experience of wide fluctuations in inflation and the large share of oil in the economy. For this purpose, the seasonal data of 1989 - 2022 and continuous wavelet transformation were used to investigate the relationship between inflation uncertainty and output by different groups. The results showed that in the short run, GDP and its components have experienced various relationships in terms of intensity, direction and flow of causality with inflation uncertainty. In the medium run and long run, output in the economy due to oil revenues has a negative effect on inflation uncertainty. Based on this, achieving one of the important goals of monetary policy is dependent on the real sector and specifically oil rent, and due to the high concentration of oil in Iran's economy, this policy alone does not necessarily lead to the expected results. Considering that inflation uncertainty affects production in the medium and long term, it is necessary for the policy maker to monitor changes in the real sector in order to control inflation uncertainty. In other words, monetary policy in the medium and long term cannot necessarily reduce inflation uncertainty with its tools. Based on this, the increase in international conflicts and the decrease in oil revenues by making the economic environment have a bad effect on the first and second order momentum of inflation. Therefore, the policy maker must provide the requirements for increasing oil revenues. On the other hand, the negative impact of the oil sector on inflation uncertainty has made the monetary policy sterile. For this purpose, it is emphasized to reduce dependence on oil rent through investing in sovereign wealth fund and using successful global experiences. In this article, it has been tried to provide useful information and policy suggestions by dissecting the relationship between variables in the time-frequency domain.

KEY WORDS

Inflation, Inflation uncertainty, Monetary Policy, Natural Resources Rents.

JEL Classification: C12 ·E31 ·E52.



فصلنامه علمی

پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی

«مقاله پژوهشی»

نااطمینانی تورم و بخش حقیقی؛ شواهدی جدید از یک کشور صادر کننده نفت بر پایه تحلیل در حوزه زمان - فرکانس

صالح طاهری بازخانه

چکیده

اثرگذاری نااطمینانی تورم بر بخش حقیقی یکی از مباحث اقتصاد پولی است که با داشتن بنیان‌های نظری در سطح اقتصاد خرد منتج به آثاری مهم در سطح کلان می‌شود. با وجود این، نحوه اثرگذاری نااطمینانی تورم بر تولید در حوزه مطالعات نظری و تجربی اجماع ندارد. از سوی دیگر، با در نظر گرفتن شرایط کشورهای برخوردار از رانت منابع طبیعی، ممکن است این رابطه به چالش کشیده شود. از این رو، پژوهش حاضر با انتخاب اقتصاد ایران به عنوان گستره مکانی به علت تجربه نوسانات گسترده تورم از یک سو و رسوخ درآمدهای نفتی به شئون مختلف اقتصاد می‌کوشد بیش جدیدی در این زمینه ارائه نماید. برای این منظور، از داده‌های فصلی ۱۴۰۰:۰۴ - ۱۳۶۸:۰۳ و تبدیل موجک پیوسته استفاده شد تا ارتباط میان نااطمینانی تورم و تولید به تفکیک گروه‌های مختلف بررسی شود. نتایج نشان داد در افق کوتاه‌مدت تولید ناخالص داخلی و اجزای آن ارتباط متنوعی از حیث شدت، جهت و جریان علیت با نااطمینانی تورم تجربه کرده‌اند. در میان‌مدت و بلندمدت، تولید ناخالص داخلی به تأسی از درآمدهای نفتی به طور معکوسی بر نااطمینانی تورم اثر می‌گذارد. بر این اساس، می‌توان گفت دستیابی به یکی از اهداف مهم سیاست پولی وابسته به بخش حقیقی و مشخصاً رانت نفت است. این مسئله ریشه در غلظت بالای نفت در اقتصاد ایران و تأثیرگذاری مستقیم و غیرمستقیم آن بر نقدینگی دارد که عدم استقلال بانک مرکزی را بازتاب می‌دهد. در مقاله حاضر سعی شده است با کالبد شکافی رابطه میان متغیرها در حوزه زمان - فرکانس، اطلاعات و پیشنهادهای سیاستی مفیدی ارائه شود.

واژه‌های کلیدی

تورم، سیاست پولی، رانت منابع طبیعی، نااطمینانی تورم.

طبقه‌بندی JEL: C12، E31، E52.

استادیار، گروه اقتصاد و حسابداری، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه گیلان، رشت، ایران.

نویسنده مسئول:

صالح طاهری بازخانه
رایانامه:

saleh.taheri@guilan.ac.ir

استناد به این مقاله:

طاهری بازخانه، صالح (۱۴۰۳). نااطمینانی تورم و بخش حقیقی؛ شواهدی جدید از یک کشور صادر کننده نفت بر پایه تحلیل در حوزه زمان - فرکانس. فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۱۴(۵۵)، ۱۲۹-۱۴۸.

https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_10442.html

۱- مقدمه

دانش امروزی بشر تحت ادبیات اقتصاد پولی، دستیابی به رشد اقتصادی پایدار و ثبات تورم در دامنه‌های پایین را به عنوان دو چالش اساسی برای بانک‌های مرکزی معرفی می‌کند^۱ (کاگلایان و همکاران^۲، ۲۰۰۱). در این راستا، فریدمن^۳ (۱۹۷۷)، با اشاره دو موضوع مهم باعث شد محققان به کشف بنیان‌های نظری و تجربی میان گشتاورهای مرتبه اول و دوم تورم و بخش حقیقی بپردازند. در حوزه مطالعات نظری و تجربی، علی‌رغم اینکه بررسی آثار ناطمینانی تورمی بر بخش حقیقی موضوع مطالعات متعددی بوده است، نتایج گزارش شده اجماع ندارند. در حالی که برخی مطالعات شواهدی مبنی بر اثرگذاری منفی ناطمینانی تورمی ارائه کرده‌اند (به طور مثال زبیدی بهارمشاه و سوون^۴، ۲۰۱۴)، برخی دیگر اثرگذاری ناطمینانی را مثبت (به طور مثال دوتسی و سارته^۵، ۲۰۰۰) یا بی‌معنی (به طور مثال بوهارا و سائر^۶، ۱۹۹۴) گزارش کرده‌اند. در این میان، مقتضیات کشورهای برخوردار از رانت نفت می‌تواند بر پیچیدگی موضوع و ارتباط میان متغیرهای فوق‌الاشاره بیفزاید. به این ترتیب که به دلیل سهم بالا و ساختار وابسته به درآمدهای نفتی، از استقلال سیاست پولی کاسته شده و امکان سلطه سیاست مالی بر سیاست پولی فراهم می‌شود. این مهم، از یک سو می‌تواند تحریک گشتاور مرتبه دوم را صرفاً به متغیری برون‌زا وابسته سازد. از سوی دیگر، جریان علیت برخلاف سایر اقتصادها در جهت معکوس نیز قابلیت فعال شدن را خواهد داشت. بنابراین، بررسی رابطه میان ناطمینانی تورمی و بخش حقیقی در کشورهای برخوردار رانت منابع طبیعی تفکیک میان بخش‌های مختلف اقتصاد ضروری به نظر می‌رسد و می‌تواند دلالت‌های سیاستی مهمی ارائه کند. علاوه بر این، در کشورهای مذکور چالش‌های سیاستی متعددی بروز پیدا می‌کند که باعث می‌شود رابطه میان متغیرها و توصیه‌های سیاستی در طول زمان تغییر یابد. از این‌رو، به کارگیری روش‌های نوین اقتصادسنجی که امکان مشاهده دگرگونی

رابطه میان متغیرها در گذر زمان و ارزیابی سیاست‌ها در آزمایشگاه تاریخ را فراهم می‌کند، قادر هستند بینش کنونی اقتصاددانان و سیاست‌گذاران را در مقوله ناطمینانی تورمی و بخش حقیقی ارتقاء دهند. با توجه به آنچه ذکر شد، پژوهش حاضر مشارکت علمی دوگانه خود را بدین شرح اعلام می‌کند:

۱. بررسی رابطه میان ناطمینانی تورمی و تولید در اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت به تفکیک بخش‌های مختلف (خدمات، کشاورزی، صنایع و معادن، نفت و کل اقتصاد) با هدف آشکار شدن اثرگذاری رانت منابع بر ارتباط میان متغیرهای مذکور.

۲. به کارگیری تبدیل موجک پیوسته و ابزارهای آن برای رصد رابطه میان متغیرهای ذکر شده در طول زمان و در افق‌های مختلف (تحلیل در حوزه زمان - فرکانس) با هدف بررسی اثرگذاری تکانه‌های بیرونی و سیاست‌های اتخاذی بر رابطه مذکور و همچنین ارائه شواهدی مبنی بر تغییر جهت علیت در یک کشور برخوردار از رانت منابع طبیعی.

به منظور تحقق اهداف ترسیم شده ادامه پژوهش به شرح زیر ساختار بندی می‌شود:

در بخش ادبیات موضوع، سعی شده است بنیان‌های نظری و اهم مطالعات تجربی مرور شوند. بخش سوم، کلیات روش اقتصادسنجی به کار گرفته شده را بیان می‌کند. در بخش چهارم، متغیرها معرفی می‌شوند و نتایج تحقیق تفسیر خواهند شد. با جمع‌بندی و ارائه پیشنهادها سیاستی و تحقیقاتی پژوهش حاضر خاتمه پیدا می‌کند.

۲- ادبیات موضوع

در بخش حاضر اهم مبانی نظری و مطالعات تجربی مرتبط مرور شده‌اند. با توجه به مشارکت علمی و روش تحقیق پژوهش حاضر، بنیان‌های نظری جهت‌های مختلف جریان علیت در بخش اول تشریح شده است. در گزینش مطالعات تجربی، سعی شده است ابهام نتایج و وجود رابطه غیرخطی ملاک قرار گیرد.

۱-۲- مبانی نظری

در این بخش مبنای ارتباط نظری میان ناطمینانی تورم و بخش حقیقی اقتصاد مورد بررسی قرار گرفته است. به طوری که ابتدا تمرکز بر اثرگذاری ناطمینانی بر بخش حقیقی می‌باشد. در ادامه، نحوه اثرگذاری بخش حقیقی بر ناطمینانی تورمی تشکیل دهنده بخش مبنای نظری تحقیق خواهد بود.

۱. لازم به ذکر است بعد از بحران مالی جهانی ۲۰۰۷ ضرورت توجه به بخش مالی نیز در ادبیات ریشه دوانده است. علاقمندان می‌توانند برای اطلاعات بیشتر به مطالعه‌های طاهری بازخانه و همکاران (۱۳۹۹) و داودی و باستان‌زاد (۱۳۹۹) رجوع کنند.

2. Caglayan et al.

3. Friedman

4. Zubaidi Baharumshah \$ Soon

5. Dotsev & Sarte

6. Bohara & Sauer

در این مسیر، امکان ارتباط مثبت و منفی میان متغیرها در خلال ادبیات موضوع تحقیق شده است.

۱-۱-۲- اثرگذاری نااطمینانی تورمی بر بخش حقیقی

فریدمن (۱۹۷۷) یکی از مشهورترین اقتصاددانان معاصر، اظهار داشت تورم بالا و بی‌ثبات مانعی برای رشد اقتصادی است و پس از آن بررسی تأثیر تورم بر بخش حقیقی به موضوعی مهم در اقتصاد کلان مبدل شد. فیشر^۱ (۱۹۹۳) ادعا کرد رشد اقتصادی عموماً از نااطمینانی تأثیر می‌پذیرد و بی‌ثباتی خود تحت تأثیر تورم، بودجه و حساب جاری است. او اعتقاد دارد نااطمینانی مرتبط با تورم بالا با کاهش بهره‌وری و نرخ رشد آن همراه است که در بخش حقیقی بازتاب می‌یابد.

بر اساس نظریه فریدمن (۱۹۷۷)، تورم بالا و بی‌ثبات منجر به بالا رفتن نااطمینانی تورمی می‌شود که در نتیجه آن با انحراف محتوای اطلاعاتی قیمت‌ها، تخصیص کارآمد منابع مخدوش می‌شود. آنچه به عنوان فرضیه فریدمن شناخته می‌شود، بیان می‌کند تغییرپذیری شدید تورم معمولاً با نرخ‌های بالای تورم همراه است که در نتیجه آن نااطمینانی تورمی افزایش خواهد یافت. این افزایش بخش حقیقی اقتصاد را به طور معکوس متأثر می‌سازد. این عقیده مبتنی بر استدلالی است که به موجب آن عاملان اقتصادی منابع تولید را با توجه به تورم و برای مقابله با آن اختصاص می‌دهد (فرضیه فیشر - مودigliani^۲، ۱۹۷۸). افزون بر این، نااطمینانی تورمی با انحراف منابع کارایی تخصیصی نظام قیمت را مخل کرده و مجدداً منجر به تغییر در قیمت‌های نسبی می‌شود (فرضیه استخراج علائم لوکاس^۳). در نتیجه، نااطمینانی تورمی با افزایش قیمت‌های نسبی و اثرگذاری بر قراردادهای کارایی را کاهش می‌دهد (اپرجیس^۴، ۲۰۰۵). به عبارت دقیق‌تر، فرضیه فریدمن (۱۹۷۷) در رابطه با اثرگذاری تورم بر بخش حقیقی در دو مرحله قابل طرح است. در بخش نخست، ممکن است افزایش تورم واکنش نامنظم مقامات پولی را در پی داشته باشد که در نتیجه آن نااطمینانی در خصوص نرخ‌های تورم دوره‌های آتی افزایش می‌یابد. در ادامه، افزایش نااطمینانی تورمی کارایی سازوکار بازار در تخصیص کارآمد منابع مختل می‌شود. در نتیجه این فرآیند بخش حقیقی به طور منفی تأثیر می‌پذیرد. بخش دوم

فرضیه‌ی مذکور اثر افزایش نااطمینانی تورمی، را در هزینه‌هایی که تورم پیش‌بینی نشده تحمیل می‌کند جست‌وجو می‌نماید. چنین هزینه‌هایی از اثر نااطمینانی تورم بر تخصیص بین دوره‌ای و درون دوره‌ای پدید می‌آیند. نااطمینانی تورمی نرخ بهره را از طریق پرمیوم تورم متأثر می‌سازد و از این طریق تمام تصمیم‌های مربوط به تخصیص بین دوره‌ای تحت تأثیر قرار می‌گیرد. در حضور چسبندگی‌های اسمی، نااطمینانی تورمی با تحت تأثیر قرار دادن هزینه حقیقی عوامل تولید و قیمت‌های نسبی کالاهای نهایی بر تخصیص درون دوره‌ای نیز اثر می‌گذارد (هیوزینگا^۵، ۱۹۹۳).

چان^۶ (۱۹۹۴) و هوزینگا^۷ (۱۹۹۳) اعتقاد دارند نااطمینانی تورمی در نرخ‌های بهره مربوط به دوره‌های آتی بازتاب پیدا می‌کند. به این ترتیب، با تغییر در هزینه واقعی عوامل تولید و قیمت نسبی کالاها و خدمات تصمیمات بین دوره‌ای به شدت تحت تأثیر قرار می‌گیرند که در نتیجه سرمایه‌گذاری و بخش حقیقی تغییر پیدا خواهند کرد. نااطمینانی تورمی بر درآمد حقیقی پروژه‌ها اثرگذار است و از این مجرا می‌تواند تصمیمات سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار دهد. در این راستا، لایزیاک^۸ (۲۰۱۶) و کاکلایان و همکاران^۹ (۲۰۱۶) استدلال می‌کنند زمانی که تورم و نااطمینانی آن اوج می‌گیرد، بنگاه‌ها قادر نیستند فرصت‌های سودآور را شناسایی کنند، چون مانع از استخراج اطلاعات از قیمت‌های نسبی می‌شود. در چنین محیطی، به دلیل شدت یافتن عدم تقارن اطلاعات دسترسی بنگاه‌ها به منابع خارجی پرهزینه‌تر می‌شود. این موارد باعث می‌شوند بنگاه‌ها از پروژه‌ها خارج شده و یا تصمیمات خود را به تعویق بیندازند که در نتیجه بخش حقیقی به طور اجتناب‌ناپذیری صدمه می‌بیند.

بال و رومر^{۱۰} (۲۰۰۳) در ایده‌ای مکمل با فریدمن (۱۹۷۷) و با استدلالی متفاوت اثرگذاری تغییرات قیمت را بر رشد اقتصادی را از طریق تغییر در رفاه دو حالت حدی توضیح می‌دهند. در صورتی که تقاضای بین دوره‌ای مطرح نباشد، نااطمینانی تورمی باعث می‌شود عاملان اقتصادی مخارج بیش‌تری برای کالاهای کم قیمت داشته باشند که منجر به افزایش مصرف می‌شود و در پی آن رفاه و رشد اقتصادی ارتقاء خواهد یافت. علاوه بر این، نااطمینانی تورمی با کاهش

5. Huizinga

6. Chan

7. Huizinga

8. Lyziak

9. Caglayan et al.

10. Ball & Romer

1. Fischer

2. Fischer & Modigliani

3. Lucas's signal extraction hypothesis

4. Akerlof

بازارهای مالی توسعه نیافته دارند، تضعیف شده و از بین برود. از این‌رو، دوتسی و سارته (۲۰۰۰) از منظر دیگری اثرگذاری ناطمینانی تورم بر بخش حقیقی را بررسی کرده‌اند. آنها در یک الگوی تقاضای پول دم دستی^۴ با لحاظ امکان پس‌انداز احتیاطی و ریسک‌گریزی، نشان می‌دهند ناطمینانی تورمی می‌تواند به طور مثبت بر رشد اقتصادی اثرگذار باشد. به این ترتیب که تغییر پذیری در رشد پول و متعاقب آن افزایش تورم، باعث کاهش بازدهی موجودی حقیقی پول می‌شود که در نتیجه آن بازدهی انتظاری نگهداری موجودی حقیقی با ناطمینانی بیش‌تری همراه خواهد بود و در ادامه تقاضا برای تقاضای حقیقی پول و مصرف کاهش می‌یابد. به این ترتیب، عاملان اقتصادی تقاضای احتیاطی را افزایش می‌دهند و وجوه موجود را به تأمین مالی سرمایه‌گذاری اختصاص می‌دهند. این استدلال، در راستای ادبیاتی است که به موجب آن ناطمینانی بیش‌تر با تشویق بیش‌تر تقاضای احتیاطی به رشد اقتصادی کمک می‌کند.

در کنار آنچه ذکر شد باید توجه داشت که ارتباط میان ناطمینانی و بخش حقیقی همیشه خطی نیست. به طوری که بسته به جهت تورم می‌تواند اثری متفاوت داشته باشد. ناطمینانی خلق شده ناشی از کاهش تورم به سطح پایین می‌تواند با بالا بردن نسبت فداکاری^۵ منجر به انقباض قابل توجهی در تولید شود. در این راستا، کروگمن^۶ (۱۹۹۶) بیان می‌کند در تورم‌های اندک (۳٪ نسبت به ۹٪ انعطاف‌پذیری دستمزد حقیقی کاهش می‌یابد که در نتیجه آن با افزایش بیکاری، تولید کاهش خواهد یافت (ماندیا و هو،^۷ ۲۰۲۲).

۲-۱-۲- اثرگذاری بخش حقیقی بر ناطمینانی

تورمی

اثرگذاری بخش حقیقی بر ناطمینانی تورمی از طریق معاوضه^۸ (بده - بستان) میان تغییرپذیری تولید و تورم با یکدیگر ارتباط پیدا می‌کنند. فورر^۹ (۱۹۹۷) اعتقاد دارد این رابطه صرفاً در کوتاه‌مدت برقرار است. هاجیسون و والش^{۱۰} (۱۹۹۸) استدلال می‌کنند مادامی که اقتصاد در معرض تکانه‌های مختلف باشد، معاوضه میان دو متغیر در افق

تورم می‌تواند بر رشد اقتصادی اثرگذار باشد. به طوری که ناطمینانی تورمی بی‌ثباتی پرهزینه‌ای به مقدار فروش بنگاه‌ها تحمیل می‌کند. در این صورت بنگاه‌ها تشویق می‌شوند با تعدیل مکرر قیمت و در جهت کاهش و ثبات آن اخلاص مذکور را دور بزنند. در حالت حدی دیگر، زمانی که تقاضا در دوره‌های مختلف به هم مرتبط باشد، ناطمینانی تورمی رفاه مصرف‌کننده را از طریق کاهش آگاهی بخشی قیمت تنزل داده و اثری منفی بر رشد اقتصادی دارد.

ارتباط میان ناطمینانی تورمی و بخش حقیقی از طریق الگوی رشد نئوکلاسیکی و با در نظر گرفتن اثر رشد پول بر سطح مخارج سرمایه‌گذاری نیز قابل توضیح است. ادبیات موجود در این زمینه بر پایه مطالعه پیشگام توین^۱ (۱۹۶۵) پیش رفته است. وی بیان می‌کند پول و سرمایه‌جانشین کامل یکدیگر هستند. در این صورت، خانوارها در رویارویی با ناطمینانی تورمی به جایگزینی سرمایه به جای پول نقد سوق داده می‌شوند. در نتیجه، با اثرگذاری بر ترکیب سرمایه تولید افزایش خواهد یافت.

کابالرو^۲ (۱۹۹۱) نیز اثرگذاری ناطمینانی تورمی بر بخش حقیقی را توضیح می‌دهد. او جهت اثرگذاری ناطمینانی تورمی بر بخش حقیقی را وابسته به رفتار فعالان بازارهای مالی می‌داند. در این راستا، بیدری و همکاران^۳ (۱۹۹۶) معتقد هستند ناطمینانی تورمی بالا باعث می‌شود برآوردهای پروژه‌های سرمایه‌گذاری دقت کمتری داشته باشند و تحقق آنها همراه با درصد خطای بالایی باشد. از این‌رو، پروژه‌های کمتری عملی می‌شوند و با کاهش سرمایه‌گذاری بخش حقیقی آسیب خواهد دید. علاوه بر این، ناطمینانی تورمی با افزایش نرخ بهره بلندمدت بازارهای مالی را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد که در نتیجه آن کسب و کارها سرمایه‌گذاری کمتری در ماشین‌آلات و تجهیزات خواهند داشت. تصمیم سرمایه‌گذاری خانوارها نیز در مسکن و کالاهای بادوام تحت تأثیر قرار خواهد گرفت. بر این اساس، ناطمینانی تورمی از طریق بازارهای مالی و تغییر در تصمیم سرمایه‌گذاری عاملان اقتصادی می‌تواند بخش حقیقی را به طور مثبت متأثر سازد.

دوتسی و سارته (۲۰۰۰) استدلال می‌کنند دو متغیر می‌توانند در بلندمدت رابطه منفی و در برخی فرکانس‌ها رابطه مثبت داشته باشند. ممکن است این رابطه در اقتصادهایی که

4. Cash-in-Advance
5. Sacrifice Ratio
6. Krugman
7. Mandeya & Ho
8. Trade off
9. Fuhrer
10. Hutchison & Walsh

1. Tobin
2. Caballero
3. Beaudry et al.

زمانی ۲۰۰۳-۱۹۵۷ برای کشورهای گروه هفت نشان داده‌اند بر خلاف تصور عمومی، نااطمینانی تورمی در برخی از کشورها رشد اقتصادی را به طور مثبت تحت تأثیر قرار داده است (بردین و فونتاس، ۲۰۰۵: ۵۸).

چانگ و هه^۳ با استفاده از الگوی چرخشی مارکوف و داده‌های دوره زمانی ۲۰۰۳-۱۹۶۰ نشان داده‌اند که رابطه میان نااطمینانی تورمی و بخش حقیقی در ایالات متحده آمریکا به سطح تورم وابسته است. به طوری که اثرگذاری منفی نااطمینانی تورمی بر رشد اقتصادی زمانی که تورم شدید باشد افزایش می‌یابد (چانگ و هه، ۲۰۱۰: ۱۲۶).

کاگلایان و همکاران با استفاده از روش چرخشی مارکوف نشان داده است طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۶۰ اثرگذاری نااطمینانی تورم بر رشد اقتصادی غیرخطی بوده و به وضعیت اقتصاد وابسته است. مادامی که اقتصاد در رکود قرار دارد، بخش حقیقی به طور منفی از نااطمینانی تورم تأثیر می‌پذیرد. با وقوع دوره رونق، این ارتباط معنی‌داری خود را از دست می‌دهد (کاگلایان و همکاران، ۲۰۱۶: ۱۳۵).

ایکه و هو^۴ از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی برای بررسی اثرگذاری نااطمینانی تورم بر رشد اقتصادی در غنا استفاده کرده‌اند. نتایج نشان داده است طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۶۳ در کوتاه‌مدت کاهش و افزایش در نااطمینانی تورم رشد اقتصادی را به ترتیب به طور مثبت و منفی متأثر می‌سازد. در بلندمدت، تنها افزایش نااطمینانی اثری منفی و معنی‌دار بر رشد اقتصادی دارد و کاهش آن قادر نیست بخش حقیقی را تحریک کند (ایکه و هو، ۲۰۱۹: ۱۲۳).

ماندیا و هو^۵ با استفاده از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی^۶ نشان داده‌اند طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۱۹۶۱ در آفریقای جنوبی نااطمینانی تورمی در کوتاه‌مدت اثر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد. اما، در بلندمدت اثر معنی‌داری مشاهده نشده است (ماندیا و هو، ۲۰۲۱: ۱).

کاماسا و همکاران^۷ برای بررسی اثرگذاری نااطمینانی تورم بر سرمایه‌گذاری در کشور غنا از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی و داده‌های دوره زمانی ۲۰۲۰-۱۹۷۰ استفاده کرده‌اند. نتایج نشان داده است که نااطمینانی تورم بر

کوتاه‌مدت، به معاوضه تغییرپذیری هر یک از آنها در افق‌های دیگر تسری یابد. در بحث اثرگذاری میان بخش حقیقی و تورم توجه به تغییر و تحولات در گستره زمان و همچنین در افق‌های مختلف امری ضروری است. به طوری که در مطالعات متعددی ضمن تأکید بر این مهم شواهد متقنی ارائه شده است (به طور مثال اودین و همکاران^۱، ۲۰۱۷ در مطالعات خارجی و عبدی سیدکلایی و طاهری بازخانه، ۱۳۹۹ در مطالعات داخلی).

علاوه بر این، مطابق با آنچه نئوکینزین‌ها الگوسازی کرده‌اند، در صورتی که تولید ناخالص داخلی به مقداری کمتر از سطح بالقوه کاهش پیدا کند و بیکاری از نرخ طبیعی بالاتر رود، با ثابت فرض کردن عوامل دیگر، مادامی که عرضه‌کنندگان می‌کوشند ظرفیت اضافه خود را با پایین آوردن قیمت‌ها و تضعیف تورم جبران نمایند، آهنگ تورم کاسته شده و به منزله تورم‌زدایی است (عبدی سیدکلایی و طاهری بازخانه، ۱۳۹۹) که کاهش تغییرپذیری و نااطمینانی تورمی از آن قابل استنباط است. از سوی دیگر، زمانی که میانگین تولید در حال افزایش است، با ثابت انگاشتن سایر عوامل به دلیل تکانه مثبت عرضه سطح عمومی قیمت‌ها تمایل به کاهش دارد. در این حالت اگر پیش از وقوع تکانه، تورم از میانگین خود فاصله گرفته باشد، می‌توان انتظار داشت با نزدیک شدن تورم به روند و میانگین بلندمدت خود نااطمینانی تورمی کاهش می‌یابد. برای اقتصادهایی که از رانت منابع طبیعی برخوردار هستند، برون‌زا بودن منبع این شوک با امکان واردات کالاهای قابل مبادله قادر است تورم را برای مدتی در سطحی معین حفظ کند. از این‌رو، می‌توان ادعا کرد تکانه مثبت ناشی از رانت منابع طبیعی منبعی برای اثرگذاری بخش حقیقی در جهت کاهش نااطمینانی تلقی می‌شود. البته، بسته به شرایط در صورت تزریق تمام درآمدها به اقتصاد و انتقال آن به پایه پولی، در کوتاه‌مدت با فشار تقاضا تورم مسیری افزایشی طی خواهد کرد. بر اساس آنچه ذکر شد اثرگذاری بخش حقیقی بر نااطمینانی تورمی وفق مبانی نظری، افق تحلیل و شرایط خاص هر اقتصاد می‌تواند متنوع و متفاوت باشد.

۲-۲- پیشینه پژوهش

۲-۲-۱- مطالعات خارجی

بردین و فونتاس^۲ در مطالعه خود با استفاده از داده‌های دوره

3. Chang & He

4. Iyke & Ho

5. Mandeya & Ho

6. Autoregressive distributed lag (ARDL)

7. Kamasa et al.

1. Uddin et al.

2. Bredin & Fountas

برای این منظور، از داده‌های دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۶۷ و آزمون علیت گرنجر استفاده کرده‌اند. نتایج نشان داده است که ناطمینانی تورمی اثری بر رشد ارزش افزوده بخش صنعت ندارد (فرزین‌وش و لبافی فریز، ۱۳۹۳: ۱۰۰).

بنی اسدی و محسنی (۱۳۹۶) به بررسی اثر ناطمینانی تورم بر سرمایه‌گذاری بخش کشاورزی پرداخته‌اند. نتایج حاصل از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی برای داده‌های دوره ۱۳۸۹-۱۳۵۰ نشان دهنده تأثیرپذیری منفی بخش حقیقی کشاورزی از ناطمینانی تورم بوده است (بنی اسدی و محسنی، ۱۳۹۶: ۳۷).

رضازاده از رهیافت چرخشی مارکوف^۴ برای سنجش رابطه غیرخطی میان تورم، ناطمینانی تورم و رشد اقتصادی طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۷۰ استفاده کرده است. طبق نتایج به دست آمده ناطمینانی تورم تأثیری معنادار بر رشد اقتصادی ندارد (رضازاده، ۱۳۹۸: ۳۷).

۲-۳- جمع‌بندی ادبیات موضوع

بررسی مبانی نظری پیرامون ارتباط میان ناطمینانی تورمی و بخش حقیقی در بخش نخست نشان داد ارتباط میان ناطمینانی تورمی و بخش حقیقی متنوع است. به طوری که ارتباط مثبت و منفی و علیت دو سویه پشتیبانی مبانی نظری را دارد. این مهم، در مطالعات تجربی نیز بازتاب یافته است. به طوری که نتایج گزارش شده متنوع می‌باشد. در این میان، ویژگی کشورهای برخوردار از منابع طبیعی و وابسته شدن سیاست پولی به این مهم مغفول مانده است. علاوه بر این، تفکیک اثرگذاری ناطمینانی تورم بر اجزای تولید ناخالص داخلی و همچنین لحاظ ناپایداری در رابطه میان ناطمینانی تورم و بخش حقیقی در تحقیقات مرتبط پیگیری نشده است. از این‌رو، مشارکت علمی تحقیق حاضر و وجه تمایز آن با مطالعات مشابه در موارد زیر خلاصه می‌شود:

۱. تفکیک اثرگذاری ناطمینانی تورم بر اجزای تولید ناخالص داخلی برای آگاهی از اثربخشی رانت نفت و لحاظ ویژگی‌های متمایز هر بخش.
۲. استفاده از تبدیل موجک پیوسته برای آگاهی از رابطه میان ناطمینانی تورم و بخش حقیقی در افق‌های کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت و در گذر زمان (تحلیل در حوزه زمان - فرکانس).

سرمایه‌گذاری در بخش حقیقی اثرگذاری منفی دارد. با تفکیک ناطمینانی به اجزای موقتی و دائمی محققان نشان داده‌اند تنها ناطمینانی تورمی دائمی بخش حقیقی را متأثر می‌سازد (کماسا و همکاران، ۲۰۲۲: ۱).

اسن و آکین^۱ با استفاده از به کارگیری الگوی خودرگرسیون آستانه‌ای به بررسی اثرگذاری تورم و ناطمینانی آن بر رشد اقتصادی ترکیه پرداخته‌اند. نتایج نشان داده است که اثرگذاری ناطمینانی تورم بر رشد اقتصادی بعد از عبور تورم از آستانه ۱۲/۵٪ منفی و معنی‌دار می‌شود. قبل از آستانه مذکور، ناطمینانی تورم اثری بر رشد اقتصادی ندارد (اسن و آکین، ۲۰۲۳: ۲۷).

۲-۲-۲- مطالعات داخلی

صفدری و پورشهایی برای بررسی اثر ناطمینانی تورم بر رشد اقتصادی طی ۱۳۸۶-۱۳۵۰ از الگوی تصحیح خطای برداری^۲ استفاده کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که ناطمینانی تورمی در بلند اثری منفی بر رشد بخش حقیقی در اقتصاد ایران دارد (صفدری و پورشهایی، ۱۳۸۹: ۶۵).

مهرآرا و مجاب ارتباط میان تورم، ناطمینانی تورم، تولید و ناطمینانی تولید در اقتصاد ایران را طی دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۳۸ با استفاده از آزمون علیت گرنجر^۳ بررسی کرده‌اند. نتایج نشان دهنده اثرگذاری تورم و درآمدهای نفتی بر ناطمینانی تورم در اقتصاد ایران است. با وجود این، در بلندمدت ناطمینانی تورم بر تولید اثر معنی‌دار نداشته است (مهرآرا و مجاب، ۱۳۸۹: ۱).

راسخی و خانعلی‌پور بر اساس آزمون علیت گرنجری نشان داده‌اند طی دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۷۶ ارتباطی میان ناطمینانی تورم و رشد اقتصادی وجود ندارد (راسخی و خانعلی‌پور، ۱۳۹۱: ۱۳).

فرتقی و همکاران از آزمون علیت گرنجر برای بررسی رابطه میان تورم، ناطمینانی تورم و رشد تولید در دوره زمانی ۱۳۸۷:۰۲-۱۳۶۸:۰۱ استفاده کرده‌اند. نتایج نشان داده است میان ناطمینانی تورم و رشد تولید رابطه‌ای وجود ندارد (فرتقی و همکاران، ۱۳۹۳: ۱).

فرزین‌وش و لبافی فریز اثر ناطمینانی تورمی بر تورم و رشد ارزش افزوده بخش صنعت در اقتصاد ایران پرداخته‌اند.

1. Esen & Akin
2. Vector Error Correction Model (VECM)
3. Granger Causality

4. Markov Switching

۳- روش‌شناسی پژوهش

تبدیل فوری 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^۱، ۲۰۰۵). با وجود این، در تبدیل فوری علاوه بر اینکه اطلاعات موضعی زمان کنار گذاشته می‌شود، پایا بودن سری‌های زمانی فرضی اساسی است (اگیر-کانراریا و همکاران^۲، 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 فوری در کشف روابط علی 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 فوری 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^۳، ۲۰۱۱).

تبدیل موجک با استفاده از توابع پایه‌ای، یک سری زمانی را به فضای فرکانس انتقال داده و سپس سری زمانی را در زمان و مقیاس‌های مختلف نشان می‌دهد. موجک‌ها (که به عنوان موجک‌های دختر^۴ شناخته می‌شوند) از یک تابع تکی - موجک مادر^۵ $\psi_{u,s}(t)$ - که به عنوان تابعی از موقعیت زمان (u) و مقیاس (s) تعریف می‌شود، مشتق می‌شوند. توابع موجک پرکاربرد در حوزه‌ی اقتصاد به دو دسته‌ی پیوسته^۶ و گسسته^۷ قابل تقسیم‌اند. تابع موجک پایه‌ای پیوسته عبارت است از:

$$\psi_{u,s}(t) = \frac{1}{\sqrt{s}} \psi\left(\frac{t-u}{s}\right) \quad (1)$$

فرض می‌شود موجک‌ها یک تابع مربع انتگرال‌پذیر

هستند (یعنی $\psi(\cdot) \in L^2(\mathbb{R})$). در رابطه‌ی (۱)، $1/\sqrt{s}$ عامل نرمال‌ساز بوده که متضمن واحد بودن واریانس موجک، $\|\psi_{u,s}\|^2 = 1$ می‌باشد. u پارامتر انتقال^۸ است که موقعیت دقیق موجک را ارائه می‌دهد. s پارامتر اتساع^۹ (اندازه‌ی مقیاس تابع) می‌باشد که نحوه‌ی کشیدگی موجک را تعریف می‌کند. مقیاس‌بندی یک ابزار ریاضی است که در این‌جا منظور از آن باز شدن و یا فشرده شدن موجک در زمان است. مقیاس بزرگ مطابق با باز شدن و یا کشیده شدن موجک و مقیاس کوچک به معنی فشرده شدن موجک است. از آن‌جا که فشرده‌گی موجک مطابق با بالا بودن فرکانس آن و نیز بازشدگی و یا کشیدگی موجک مطابق با کم بودن بسامد غالب آن است، فرکانس غالب و مقیاس کوچک یک موجک با هم در ارتباط هستند. به این مفهوم که مقیاس بالا مطابق با فرکانس پایین و مقیاس کوچک، مطابق با فرکانس بالا است (احسانی و طاهری بازخانه، ۱۳۹۷).

کاربرد تبدیل موجک پیوسته در هر زمینه و موضوعی نخست نیازمند انتخاب موجک مناسب برای عملی ساختن فرایند تبدیل است. بسته به مقاصد و علوم مختلف، انواع موجک مادر متفاوتی نظیر هار^{۱۰}، مورلت^{۱۱}، داییشز^{۱۲}، آتروس^{۱۳}، کلاه مکزیکی^{۱۴} و ... قابل استفاده است. متداول‌ترین موجک مادر قابل استفاده به منظور استخراج خصوصیات سری‌های زمانی، موجک مورلت می‌باشد که نخستین بار توسط گوییلود^{۱۵}، گراسمن^{۱۶} و مارلت (۱۹۸۴) معرفی شده است. تابع موجک پیوسته‌ی مورلت به شکل زیر تصریح می‌شود:

$$\psi^M(t) = \frac{1}{\pi^{1/4}} \left(e^{i\omega_0 t} - e^{-\omega_0^2/2} \right) e^{-t^2/2} \quad (2)$$

در رابطه‌ی (۲)، $\psi^M(t)$ تابع موجک پیوسته‌ی مورلت، t عامل زمان و ω_0 عامل فرکانس (فرکانس مرکزی موجک) را نشان می‌دهند. با ثابت نگه داشتن فرکانس در یک مقدار مشخص و بهینه (برابر با شش) از پارامتر انتقال مقیاس زمانی برای تفکیک دوره‌های زمانی استفاده می‌شود. در این کاربرد

8. Location Parameter
9. Dilatation Parameter
10. Haar
11. Morlet
12. Daubechies
13. Atrous
14. Mexican hat
15. Goupillaud
16. Grossman

1. Wen
2. Aguiar-Conraria et al
3. Roueff & Sachs
4. Wavelet Daughters
5. Mother Wavelet
6. Discrete
7. Continuous

باشد. برای تبدیل موجک، شرط بازسازی - که به آن شرط مقبولیت^۵ گفته می‌شود - عبارت است از:

$$C_{\psi} = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{|\psi(\omega)|^2}{|\omega|} d\omega < \infty \quad (۷)$$

که $\psi(\omega)$ تبدیل فوری موجک می‌باشد. برای اینکه موجک شرط بالا را داشته باشد بایستی شرط زیر تأمین شود:

$$\psi(\omega) = \int_{-\infty}^{\infty} \psi(t) dt = 0 \quad (۸)$$

به این معنی که موجک تابعی نوسانی با مقدار متوسط صفر است. علاوه بر این باید به ازای $\omega \rightarrow \infty$ و $\omega \rightarrow 0$ دارای مقدار صفر باشد. پس باید $\psi(t)$ پاسخ ضربه‌ی میان‌گذر باشد. از آنجایی که یک پاسخ ضربه شبیه یک موج کوچک است، این تبدیل با عنوان تبدیل موجک شناخته می‌شود (تورنس و کامپو^۶، ۱۹۹۸ و دایچیز، ۱۹۹۲). همبستگی موجک^۷ 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^۸، ۱۹۹۸). همبستگی موجک به صورت مربع مقدار طیف موجک متقاطع تعریف می‌شود که توسط طیف توان موجک هموار شده^۹ برای هر یک از سری‌های زمانی، نرمال شده است:

$$R^2(u, s) = \frac{|S(s^{-1}W_{xy}(u, s))|^2}{S(s^{-1}|W_x(u, s)|^2)S(s^{-1}|W_y(u, s)|^2)} \quad (۹)$$

که در آن S عملگر هموارساز^{۱۰} در هر دو مؤلفه‌ی زمان و فرکانس است و به صورت ترکیبی از دو هموارساز زمان و هموارساز فرکانس به دست می‌آید (تورنس و وبستر^{۱۱}، 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^{۱۲}، بین صفر (عدم همبستگی) و یک (همبستگی کامل)، $0 \leq R^2(u, s) \leq 1$ در فضای زمان فرکانس

از تحلیل موجک می‌توان با باز و بسته کردن موجک (تغییر پارامتر مقیاس) در طول زمان نتایج حاصل از دوره‌های زمانی مختلف را قیاس کرد. بر این اساس و با برابر قرار دادن ω_0 در رابطه‌ی (۲)، جزء $e^{-\omega^2/2}$ قابل اغماض بوده و فرم خلاصه شده‌ی آن توسط رابطه‌ی (۳) بیان شده است:

$$\psi^M(t) = \frac{1}{\pi^{1/4}} e^{i\omega_0 t} e^{-t^2/2} \quad (۳)$$

بر این اساس موجک مورلت حول $(0, \omega_0/2\pi)$ در دامنه‌ی زمان - فرکانس متمرکز می‌شود (اگیر-کانراریا و همکاران، ۲۰۰۸).

تبدیل موجک سری زمانی $x(t)$ به صورت ضرب داخلی در یک تابع موجک نظیر $\psi^M(t)$ تعریف می‌شود (روا و نونز^۱، ۲۰۰۹ و وچا و بورونیک^۲، ۲۰۱۱):

$$W_x(u, s) = \int_{-\infty}^{\infty} x(t) \frac{1}{\sqrt{s}} \psi^*\left(\frac{t-u}{s}\right) dt \quad (۴)$$

که در آن $W_x(u, s)$ تبدیل موجک پیوسته‌ی سری زمانی $x(t)$ با استفاده از مزدوج مختلط^۳ تابع موجک، $\psi^*(\cdot)$ می‌باشد. مزیت و کاربرد تبدیل موجک پیوسته در توانایی تجزیه و سپس بازنمایی یک سری زمانی نظیر $x(t) \in L^2(\mathbb{R})$ است به گونه‌ای که:

$$x(t) = \frac{1}{C_{\psi}} \int_0^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} W_x(u, s) \psi_{u,s}^*(t) du \frac{ds}{s^2}, \quad s > 0 \quad (۵)$$

شایان ذکر است که ویژگی اصلی تبدیل موجک، حفظ توان در سری‌های زمانی انتخابی است. این ویژگی برای تحلیل طیف توان^۴ که واریانس را مطابق رابطه‌ی (۶) مشخص می‌کند به کار گرفته می‌شود:

$$\|x\|^2 = \frac{1}{C_{\psi}} \int_0^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} |W_x(u, s)|^2 du \frac{ds}{s^2} \quad (۶)$$

باید توجه داشت که هنگامی که از یک تبدیل استفاده می‌شود تا از منظر بهتری به خواص سری زمانی نگریسته شود، ضروری است از این نکته که یک سری زمانی کاملاً می‌تواند از شکل بازنمایی یافته بازسازی شود اطمینان حاصل کرد. از طرف دیگر بازنمایی می‌تواند کاملاً یا نسبتاً بی‌معنی

5. Admissibility
6. Torrence and Compo
7. Wavelet Coherence
8. Torrence & Compo
9. Smoothed Cross-Wavelet Spectra
10. Smoothing Operator
11. Torrence & Webster
12. Squared Wavelet Coherency

1. Rua and Nunes
2. Vacha and Barunik
3. Complex Conjugation
4. Power Spectrum

اختلاف فاز صفر نشان می‌دهد دو سری زمانی هماهنگ با یکدیگر حرکت می‌کنند (مشابه با کوواریانس مثبت). اگر زمانی x پیشرو^۶ است (علیت از x به y). اگر $\phi_{x,y} \in (0, \frac{\pi}{2})$ باشد، دو سری زمانی هم‌فاز بوده و سری y دارند (علیت y از x به x). اختلاف فاز صفر π (و یا $-\pi$) بیان‌گر رابطه‌ی خلاف فاز است (مشابه با کوواریانس منفی). در صورتی که $\phi_{x,y} \in (\frac{\pi}{2}, \pi)$ باشد، دو سری زمانی حرکت خلاف فاز با پیشروی y دارند (علیت y از x به x). نهایتاً اگر $\phi_{x,y} \in (-\pi, -\frac{\pi}{2})$ باشد، حرکت خلاف فاز بوده و سری زمانی x پیشرو است^۷ (علیت از x به y).

۴- یافته‌های پژوهش

در این بخش، نخست متغیرهای تحقیق معرفی می‌شوند. در ادامه، حقایق آشکار شده مرور می‌شوند. در بخش دوم، با کارگیری تبدیل موجک پیوسته و ابزارهای آن نظریات مختلف آزمون می‌شوند و با شرایط اقتصاد ایران تطبیق داده می‌شوند.

۱-۴ معرفی متغیرها

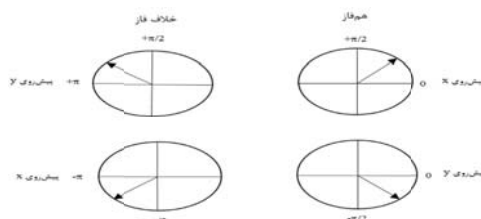
گستره‌ی زمانی تحقیق داده‌های فصلی ۱۴۰۱:۰۲ - ۱۳۶۸:۰۲ می‌باشد. از نرخ شاخص کل قیمت مصرف کننده خانوارهای شهری^۸ (۱۳۹۵=۱۰۰) برای محاسبه‌ی نااطمینانی تورم استفاده شده است. از آنجایی که نااطمینانی متغیری کیفی است، اندازه‌گیری آن چالش برانگیز می‌باشد. چون علاوه بر اینکه قابل مشاهده نیست، ضروری است اندازه‌گیری 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

خواهد بود (تورنس و کامپو، ۱۹۹۸). به این ترتیب، همبستگی موجک امکان تحلیل سه بعدی^۱ را فراهم می‌کند که به طور هم‌زمان شدت همبستگی و ترکیب زمان و فرکانس را توضیح می‌دهد (لا، 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 فاز^۲ 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 علی فراهم می‌کند. اختلاف فاز، جزئیاتی در رابطه با تشخیص رابطه‌ی تقدم - تأخری^۳ دو سری زمانی ارائه می‌کند. این مقدار برای دو سری زمانی x و y عبارت است از:

$$\phi_{x,y} = \tan^{-1} \left(\frac{T \{W_n^{xy}\}}{R \{W_n^{xy}\}} \right), \text{with } \phi_{x,y} \in [-\pi, \pi] \quad (10)$$

که در آن \mathcal{R} و \mathcal{T} 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

مأخذ: احسانی و طاهری بازخانه به نقل از راش و اشمیدبر^۵

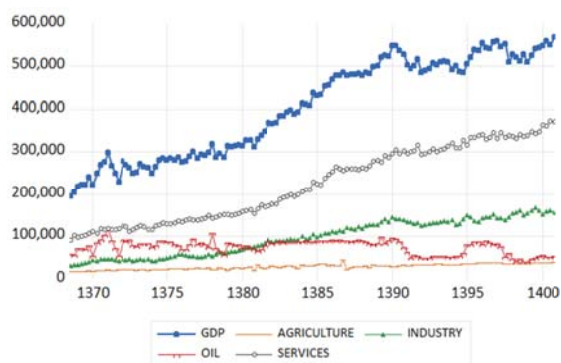
(۲۰۱۶)

6. Leading

۷. در صورتی که فلش حالت عمودی به خود بگیرد و نوک آن بالا (پایین) باشد، متغیرها هم جهت بوده و علیت از $(y)x$ به $(x)y$ 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.

۸. منبع جمع‌آوری داده‌ها مرکز آمار ایران است.

1. Three-Dimensional
2. Loh
3. Phase Difference
4. Lead - Lag
5. Rösch & Schmidbauer

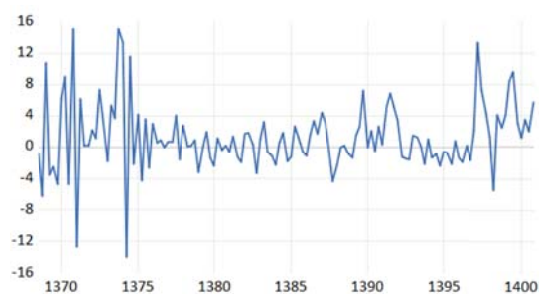


نمودار ۲. تولید ناخالص داخلی کل و به تفکیک گروه‌های مختلف
به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳^۳

مأخذ: داده‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

تولید ناخالص داخلی بعد از دوران جنگ تحمیلی و سیاست‌های اعمالی در ابتدای دهه ۱۳۷۰ روند فزاینده‌ای را پیموده است. از سال ۱۳۸۵ به بعد این مسیر با نرخ رشدی کندتر دوام داشته است. در نیمه پایانی دهه ۱۳۸۰ به دلیل افزایش درآمدهای نفتی افزایش نرخ رشد تولید مشاهده می‌شود. در ابتدای دهه ۱۳۹۰ به دلیل تحریم‌های بین‌المللی نرخ رشد آن کاسته شده است. سال‌های انتهایی دهه ۱۳۸۰ به دلیل سیاست‌های پولی انقباضی و تحمیل ناترازی بودجه دولت بخش حقیقی توان افزایش خود را از داده است. علاوه بر این، تحریم‌های بین‌المللی باعث شده است تا نیمه دهه ۱۳۹۰ حجم اقتصاد کوچک‌تر شود. با حصول توافق بین‌المللی در میانه دهه ۱۳۹۰ رشد تولید از محل افزایش درآمدهای نفتی مشهود می‌باشد. در سال‌های انتهایی دهه مذکور با نقض توافق برجام و خروج یک جانبه ایالات متحده آمریکا مجدداً به دلیل کاهش درآمدهای نفتی اقتصاد کوچک‌تر شد. مرور مسیر تولید ناخالص داخلی دهه ۱۳۹۰ مؤید دهه‌ای است که اقتصاد درجا زده و حجم اقتصاد کوچک‌تر شده است. این مهم، در رفاه و درآمد سرانه بازتاب داشته و از این جهت به دهه از دست رفته اقتصاد ایران شهرت دارد. در این دهه، تغییرات نفت هم‌سو با تولید ناخالص داخلی می‌باشد که جهت دهی بخش حقیقی را به همراه داشته است. با شدت یافتن تحریم‌های بین‌المللی از اواخر دهه ۱۳۸۰ سهم نفت از تولید کل کاهش یافته است. اما، به دلیل ساختار وابسته اقتصاد به

پیش‌بینی بزرگ به مفهوم نااطمینانی بالاتر و خطای پیش‌بینی کوچک به منزله نااطمینانی کمتر است (پیرایی و دادور، ۱۳۹۰). یکی از مهم‌ترین این روش‌ها، واریانس ناهمسان شرطی خودرگرسیون تعمیم یافته^۱ است که در مطالعات قبلی به کاربرد زیادی داشته است. از این‌رو، در این مطالعه جهت محاسبه‌ی نااطمینانی تورم، از واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیون تعمیم یافته استفاده شده است.^۲ نمودار (۱) نااطمینانی تورمی محاسبه شده را به تصویر کشیده است.



نمودار ۱. نااطمینانی تورم در اقتصاد ایران

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به نمودار (۱) اقتصاد ایران در دهه‌های ۷۰ و ۹۰ تورمی بالاتر از میانگین داشته 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 عمدتاً از مسیر رشد پایه پولی و رشد نقدینگی به وجودآورنده تورم است.

همان‌طور که پیش‌تر ذکر شد، سنجش ارتباط میان نااطمینانی تورم و بخش حقیقی تولید ناخالص داخلی بر حسب گروه‌های کشاورزی، نفت، صنایع و معادن، خدمات و کل (به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳) انجام شده است. نمودار (۲) متغیرهای مذکور را به تصویر کشیده است.

1. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)

۲. نااطمینانی تورمی به ترتیب از فرآیند $GARCH(2,1)$ 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 نویسنده مکاتبه نمایند.

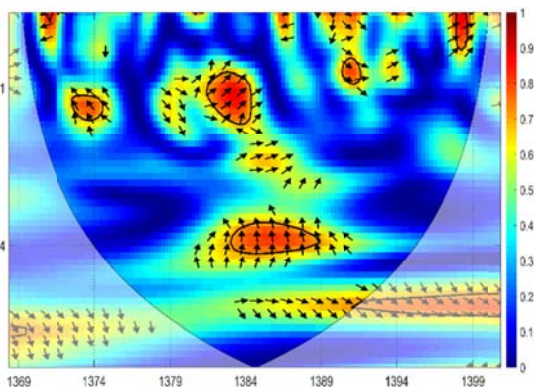
۳. واحد اندازه‌گیری متغیرها میلیارد ریال است. نمادهای GDP، AGRICULTURE، INDUSTRY، OIL و SERVICES به ترتیب معرف تولید ناخالص داخلی کل، کشاورزی، صنایع و معادن، نفت و خدمات هستند.

نفت، همراه با کاهش ارزش افزوده بخش نفت سایر بخش‌ها نیز تحت تأثیر قرار می‌گیرند.

۲-۴- تحلیل نتایج

در شکل‌های (۲) تا (۶)، به ترتیب فضای همدوسی و اختلاف فاز میان نااطمینانی تورم و تولید در بخش‌های کشاورزی، صنایع و معادن، نفت، خدمات و کل ارائه شده است. در این شکل‌ها، 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^۱ شهرت دارد که با افزایش مقیاس تبدیل سری افزایش می‌یابد. به نواحی از طیف که در آن اثر لبه به اوج می‌رسد، کانون اثر^۲ 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 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)^۳ 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^۴ (طاهری بازخانه و همکاران، ۱۳۹۷). افق‌های کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت به ترتیب کمتر از یک سال، بین یک تا چهار سال و بیش‌تر از چهار سال را در بر می‌گیرند.



شکل ۲. فضای همدوسی و اختلاف فاز میان نااطمینانی تورم و تولید بخش کشاورزی
مأخذ: محاسبات تحقیق

در افق کمتر از یک سال (کوتاه‌مدت) رابطه‌ی علی از نااطمینانی تورمی به تولید در بخش کشاورزی در سال‌های ابتدایی دهه ۱۳۷۰ و انتهای دهه ۱۳۹۰ برقرار است. با این تفاوت که در بازه‌های نخست و دوم ارتباط به ترتیب معکوس و مستقیم می‌باشد. به این مفهوم که در ابتدای دهه ۱۳۷۰ افزایش نااطمینانی تورم کاهش در تولید بخش کشاورزی را به همراه داشته است. اما، در دهه ۱۳۹۰ افزایش نااطمینانی منجر به افزایش در تولید بخش کشاورزی شده است. در سال ۱۳۹۳ نیز این الگو تکرار شده است. در فاصله سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۹۳ افزایش تولید کشاورزی افزایش نااطمینانی تورمی را همراه داشته است.

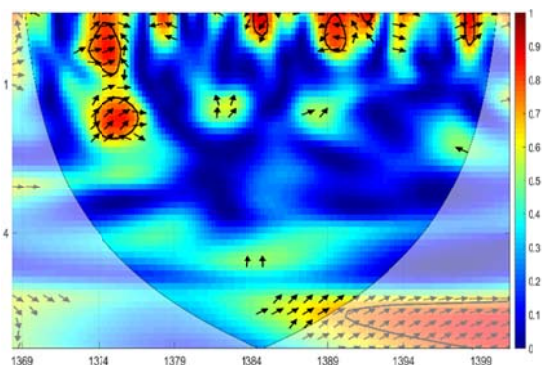
در افق ۱ تا ۲ سال نیز هر دو متغیر پیشروی در جریان علی را تجربه کرده‌اند. در سال‌های ۱۳۷۴-۱۳۷۲ افزایش تولید در بخش کشاورزی توانسته نااطمینانی تورمی را کاهش دهد. در سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۸۲ افزایش نااطمینانی تورم منجر به رشد تولید در بخش کشاورزی شده است. در افق ۲ تا ۴ سال جریان علیت معکوس از تولید بخش کشاورزی به نااطمینانی تورمی همراه است. به طوری که در نیمه دوم دهه ۱۳۸۰ افزایش تولید در بخش کشاورزی منجر به کاهش

1. Edge Effect

2. Cone of Influence

۳. نااطمینانی تورمی سری زمانی X معرف تولید در گروه‌های مختلف و تولید کل و سری زمانی Y نااطمینانی تورم در نظر گرفته شده است.

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



شکل ۳. فضای همدوسی و اختلاف فاز میان نااطمینانی تورم و تولید بخش صنایع و معادن
مأخذ: محاسبات تحقیق

در افق کمتر از ۱ سال (کوتاه‌مدت)، به غیر از سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲، در سایر نواحی معنی‌دار علیت از نااطمینانی تورم به تولید در بخش صنعت است. در سال‌های ۱۳۷۷-۱۳۷۳ تولید در بخش صنعت به طور مستقیم از نااطمینانی تورم تأثیر پذیرفته است. این الگو محدود به کوتاه‌مدت نیست و در افق ۴ - ۱ سال (میان‌مدت) نیز برقرار می‌باشد. اقتصاد ایران در این دوران تحولات عظیمی را پشت سر گذاشت که مطابق با آن می‌توان نتیجه حاصله را کالبدشکافی کرد. پس از تصویب واگذاری سهام دولت در ابتدای دهه ۱۳۷۰ تولید در بخش صنعت به دنبال کارایی بخش خصوصی افزایش یافت. هم‌زمان با اوج گرفتن تورم و رسیدن آن به ۴۹٪ و موعد بازپرداخت بدهی‌های خارجی و کاهش قیمت نفت، نااطمینانی تورمی افزایش یافت. از آنجایی که بازارهای مالی فاقد عمق کافی بودند، مطابق با آنچه دوتسی و سارته (۲۰۰۰) پیش‌بینی کردند، نااطمینانی تورمی به طور محدودی باعث افزایش تولید شد. از سوی دیگر، پس از سیاست‌های انقباضی در نیمه دوم دهه ۱۳۷۰ و توفیق نسبی در کنترل تورم که در پی کنترل نقدینگی و کاهش تسهیلات نااطمینانی تورم کاهش یافت که این مهم به قیمت کاهش تولید در بخش صنعت بود. به عبارت دیگر، از سال ۱۳۷۴ به بعد تولید در بخش صنعت به دلیل سیاست‌های اتخاذ شده به منظور کاهش تورم و نااطمینانی آن، کاهش یافت. در سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۸۵ نظریات مربوط به اثرگذاری منفی نااطمینانی بر بخش حقیقی در گروه صنایع و معادن اقتصاد ایران مصداق داشته است. در برهه‌ی مذکور، به دنبال افزایش درآمدهای نفتی و تزریق آن به اقتصاد تورم از ثبات نسبی سال‌های قبلی خود خارج شد و نااطمینانی آن افزایش یافت. دولت مطابق آنچه در اقتصاد

نااطمینانی تورمی شده است.

در افق بیش‌تر از ۴ سال (بلندمدت)، رابطه علی مستقیم از نااطمینانی تورم به تولید بخش کشاورزی برقرار می‌باشد. این مهم در سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۸۳ به وقوع پیوسته است. در تطابق یافته‌ها با شرایط اقتصاد ایران باید گفت اوج گرفتن تورم در سال‌های آغازین دهه ۱۳۷۰ و به تبع آن افزایش در نااطمینانی تورم در آن دوران تولید بخش کشاورزی آسیب دید. با کنترل تورم و سیاست‌های اصلاحی در اقتصاد و بهبود بخش کشاورزی مانند سایر اجزای اقتصاد، توانست با افزایش عرضه باعث کاهش در نااطمینانی تورم شود. تا پیش از سال ۱۳۸۵، کاهش در تورم منجر به سرمایه‌گذاری در بخش‌های خدمات و صنعت شد که با کاهش سهم بخش کشاورزی همراه بود. پس از افزایش قیمت نفت و تزریق آن به اقتصاد و اعمال سیاست‌های انبساطی تورم آهنگ افزایشی در پیش گرفت که به تبعیت از آن نااطمینانی تورمی نیز افزایش یافت. این مهم باعث شد بخش کشاورزی در بازه‌ای کوتاه رونق را تجربه نماید. این الگو در میان‌مدت و بلندمدت برقرار می‌باشد. در سال ۱۳۹۳-۱۳۹۲ به دنبال سیاست‌های انقباضی و مهار تورم رابطه‌ی علی دو سویه میان دو متغیر تجربه شده است. در سال‌های ۱۳۹۹ - ۱۳۹۸ به دنبال تلاطم اقتصاد کلان ناشی از خروج ایالات متحده آمریکا از توافق برجام و سیاست‌های انبساطی دوران همه‌گیری کووید ۱۹ که با افزایش در گشتاورهای مرتبه اول و دوم تورم همراه بود، بخش کشاورزی افزایش نسبی در تولید را تجربه کرد. از یک سو، عدم وابستگی زیاد به کالاهای واسطه‌وارداتی و از سوی دیگر عدم تأثیرپذیری بخش کشاورزی از سیاست‌های پیشگیری دوران همه‌گیری، باعث شدند این بخش افزایش در ارزش افزوده را علی‌رغم افزایش در نااطمینانی تورم تجربه کرد.

در قیاس با مبانی نظری می‌توان دریافت مصداق داشتن آنها به شرایط اقتصاد و افق زمانی تحلیل بستگی دارد. به طوری که اثرگذاری منفی نااطمینانی بر بخش کشاورزی در کوتاه‌مدت مصداق دارد. دیدگاه دوتسی و سارته (۲۰۰۰) مبنی بر عدم ارتباط و اثرگذاری مثبت نااطمینانی بر بخش حقیقی برای بخش کشاورزی در افق‌های کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت برقرار است.

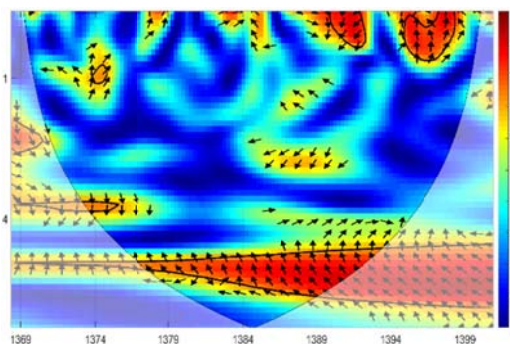
شکل شماره (۳) به بررسی ارتباط میان نااطمینانی تورم و تولید بخش صنایع و معادن اختصاص دارد.

گشتاورهای مرتبه اول و دوم تورم به آن است. این نتیجه با در نظر گرفتن شرایط اقتصاد ایران دور از ذهن نمی‌باشد. مادامی که درآمدهای نفتی کاهش پیدا می‌کند، به دلیل چسبندگی هزینه‌های دولت (عمدتاً مخارج جاری سهم بیش‌تری در بودجه دولت داشته‌اند)، امکان کاهش حجم حقیقی آن ناممکن است. در این صورت بروز ناترازی در بودجه دولت به بانک مرکزی (افزایش بدهی به اشکال مختلف) و نظام بانکی منتقل می‌شود که نتیجه‌ی آن در نقدینگی بازتاب پیدا می‌کند. تخلیه این اثر در نقدینگی همگام با کاهش حجم حقیقی اقتصاد به دلیل سیاست‌گذاری اقتصادی نامناسب و همچنین نقش ویژه‌ی تحریم‌های بین‌المللی منجر به افزایش تورم و نااطمینانی آن می‌شود. با افزایش درآمدهای نفتی نیز ناترازی حاصله تخفیف یافته که در نتیجه آن نااطمینانی تورمی کاهش پیدا می‌کند. نتیجه به دست آمده نشان می‌دهد سیاست پولی در اقتصاد ایران مستقلاً نمی‌تواند بر گشتاور مرتبه دوم تورم و نااطمینانی آن اثرگذار باشد. اگرچه سهم نفت در سال‌های اخیر به دلیل تحریم‌های بین‌المللی کاهش یافته است، اما از آنجایی که سهم دولت در اقتصاد بالا است^۱ و اثربخشی اقدامات آن وابسته به متغیر برون‌زای درآمدهای نفتی می‌باشد، نمی‌توان قطع ارتباط نفت و اقتصاد را نتیجه‌گیری کرد زیرا ناترازی بودجه دولت (به واسطه کاهش درآمدهای نفتی) از طرق مختلف در پایه پولی انعکاس یافته است.

در افق میان‌مدت (۱ تا ۴ سال) ارتباط معنی‌دار و ضعیف میان دو متغیر در بازه زمانی ۱۳۷۵-۱۳۷۳ مشاهده می‌شود. در این بازه، اختلاف فاز ارتباط تقدم و تأخری را نمی‌توان تشخیص داد و صرفاً هم‌جهتی قابل استنباط است. در کوتاه‌مدت (۱ تا ۴ سال)، در سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۹۳ نیز ارتباط معکوس از تولید در بخش نفت به نااطمینانی تورمی مشاهده می‌شود که علت آن حصول برجام و افزایش درآمدهای نفتی و همچنین سیاست‌های انقباضی است. در سال‌های ابتدایی و انتهای دهه ۱۳۹۰ جریان علیت مستقیم از نااطمینانی تورم به تولید در بخش نفت برقرار است. این نتیجه، به دلیل شدت یافتن تحریم‌های بین‌المللی و ناتوانی در حصول درآمدهای

ایران عمومیت دارد، با استفاده از درآمدهای نفتی و واردات کالاهای قابل مبادله و تثبیت نرخ ارز سعی در کنترل تورم داشت. اما، این اقدام مطابق پیش‌بینی اقتصاددانان نتیجه‌ای جز افزایش قیمت کالاهای غیرمبادله‌ای، وابستگی بیش‌تر به نفت، کاهش ارزش افزوده و بهره‌وری در بخش صنعت و دامن زدن به بیماری هلندی نداشت که در نتیجه این موارد تولید در بخش صنعت کاهش یافت. سال‌های آغازین دهه ۱۳۹۰ جریان علیت معکوس از تولید در بخش صنعت به نااطمینانی تورم برقرار است. این نتیجه، به دلیل رکود تورمی رخ داده در اقتصاد ایران می‌باشد که نتیجه فشار تحریم‌های بین‌المللی بر اقتصاد بود. در سال‌های انتهایی دهه ۱۳۹۰ مجدداً رابطه‌ی علی هم‌سو از نااطمینانی تورمی به تولید در بخش صنعت برقرار است. همانند آنچه در بخش کشاورزی مشاهده شد، این نتیجه به دلیل خروج یک‌جانبه و نقض برجام از سوی ایالات متحده آمریکا و همچنین سیاست‌های انبساطی دوران همه‌گیری کرونا است. در افق بیش از ۴ سال (بلندمدت)، ارتباط معنی‌داری میان متغیرها وجود ندارد.

شکل (۴) به فضای همدوسی و اختلاف فاز میان نااطمینانی تورمی و تولید در بخش نفت اختصاص دارد.



شکل ۴. فضای همدوسی و اختلاف فاز میان نااطمینانی تورم و تولید بخش نفت

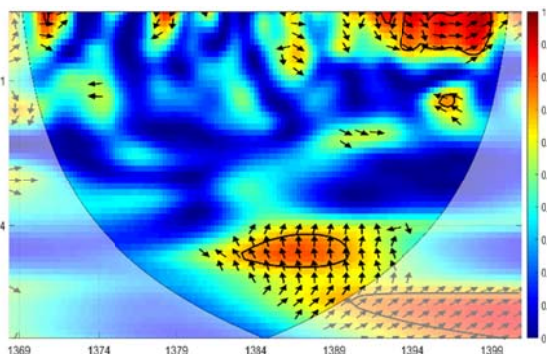
مأخذ: محاسبات تحقیق

آنچه در شکل (۴) خودنمایی می‌کند، اثر معکوس شدید و تقریباً یک به یک تولید در بخش نفت بر نااطمینانی تورم در افق بلندمدت (بیش‌تر از ۴ سال) است. به عبارت دیگر، مادامی که ارزش افزوده بخش نفت کاهش (افزایش) می‌یابد، انتظار می‌رود نااطمینانی تورم افزایش (کاهش) پیدا کند. با در نظر گرفتن بُعد زمان، این اثرگذاری معکوس در طول زمان شدیدتر شده است. به این مفهوم که کاهش درآمدهای نفتی در گذر زمان سهم به سزایی در نااطمینانی تورم داشته است. این مهم، حاکی از سهم بالای نفت در اقتصاد و وابستگی

۱. لازم به ذکر است این گزاره به مفهوم اثربخشی مثبت دولت در اقتصاد نیست چون سهم دولت در اقتصاد در حوزه‌هایی که وظیفه ذاتی این نهاد نیست بالا می‌باشد اما در مواردی که علم اقتصاد حضور دولت را ضروری می‌داند (عمدتاً مخارج عمرانی و تولید انواع مختلف کالای عمومی) دولت اندازه بزرگی ندارد.

نفی می‌باشد.

در شکل (۶) ارتباط میان نااطمینانی تورم و تولید ناخالص داخلی کل به تصویر کشیده شده است. در نواحی معنی‌دار افق کوتاه‌مدت (کمتر از ۱ سال)، به غیر از بازه ۱۳۹۹-۱۳۹۸، علیت از بخش حقیقی اقتصاد به نااطمینانی تورم برقرار می‌باشد. در اوایل دهه ۱۳۷۰ و از ابتدا تا اواسط دهه ۱۳۹۰ نااطمینانی تورمی به طور مثبت از تغییرات تولید کل تأثیر پذیرفته است. در دهه ۱۳۷۰، به دنبال سیاست‌های تعدیل و تغییر سیاست نرخ گذاری کالاها و تعادلی شدن قیمت آنها از یک سو و جهش نرخ ارز و شتاب گرفتن تورم از سوی دیگر نااطمینانی تورم افزایش یافت. طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۹۱ به دنبال شدت یافتن تحریم‌ها و بروز آثار سیاست‌های انبساطی در دوره‌های قبل و در نتیجه افزایش در نااطمینانی تورم تولید از این ناحیه آسیب دید که در شکل به صورت علیت خلاف فاز مشاهده می‌شود. طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۹۳ رابطه هم‌فاز از تولید به نااطمینانی برقرار است. با توجه به اینکه افق مورد بررسی برای بازه مذکور کوتاه‌مدت می‌باشد، علت بروز چنین واقعه‌ای آثار سیاست انقباضی و افزایش نرخ سود بانکی در دوره مذکور است که همگام با افزایش تولید منجر به افزایش نااطمینانی تورم شد. با این تفاوت که نااطمینانی به دلیل کوشش سیاست‌گذار در تک رقمی شدن تورم بود. به عبارت دیگر، اثر کوتاه‌مدت سیاست انقباض پولی از یک سو و افزایش تولید به دلیل کنترل انتظارات تورمی باعث شد تورم از میانگین بلندمدت خود به طور منفی فاصله بگیرد.

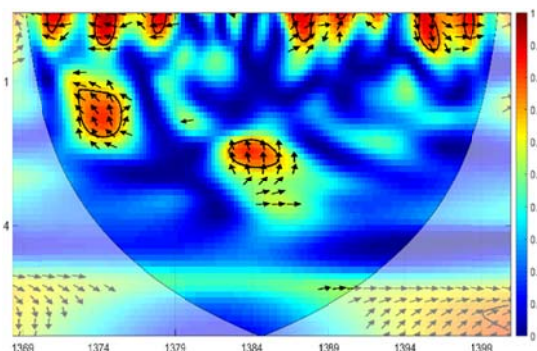


شکل ۶. فضای همدوسی و اختلاف فاز میان نااطمینانی تورم و تولید کل

مأخذ: محاسبات تحقیق

در افق میان‌مدت (۴-۱ سال)، در دوره ۱۳۹۶-۱۳۹۷ علیت خلاف فاز از بخش حقیقی به نااطمینانی برقرار است. به طوری که افزایش (کاهش) در تولید با کاهش (افزایش) در نااطمینانی همراه بوده است. قبل از سال ۱۳۹۷ افزایش

در شکل شماره (۵) ارتباط میان نااطمینانی تورم و تولید در بخش خدمات تشریح شده است. مانند سایر بخش‌های اقتصاد، در کوتاه‌مدت رابطه میان دو متغیر در افق کوتاه‌مدت (کمتر از ۱ سال) تنوع زیادی دارد. تا نیمه نخست دهه ۱۳۷۰ علیت معکوس از تولید در بخش خدمات به نااطمینانی تورمی برقرار است. با توجه به سیاست‌های تعدیل و کوشش در تصدی‌گری دولت در آن برهه بخش خدمات تنزل پیدا کرد که از این مجرا با بزرگ شدن اقتصاد فشار تورمی کاهش یافت. افزون بر این، با سیاست خصوصی سازی بانک‌ها در مراحل آغازین و همچنین آزادسازی نرخ ارز اثرات مثبت آن بر نوسان سطح عمومی قیمت‌ها نمود پیدا کرد. این الگو در افق میان‌مدت در سال‌های میانی دهه ۱۳۷۰ قابل مشاهده است. در نیمه دوم دهه ۱۳۸۰ نااطمینانی تورمی باعث گسترش ارزش افزوده بخش خدمات شده است. در دوران مذکور به واسطه آشکار شدن نشانه‌های بیماری هلندی و سپس کاهش درآمدهای نفتی، به دنبال افزایش تورم نااطمینانی آن نیز افزایش یافت که در نتیجه آن بخش خدمات سهم بیشتری در اقتصاد پیدا کرد. به دنبال سیاست‌های اتخاذ شده در سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۹۵، گسترش بخش خدمات با افزایش نااطمینانی تورمی همراه شد. با این تفاوت که در بازه مذکور نااطمینانی به دلیل کاهش تورم نسبت به میانگین خود رخ داد.



شکل ۵. فضای همدوسی و اختلاف فاز میان نااطمینانی تورم و

تولید بخش خدمات

مأخذ: محاسبات تحقیق

در افق میان‌مدت (۴-۱ سال)، در اواسط دهه ۱۳۸۰ نیز الگویی مشابه با آنچه در میانه دهه ۱۳۷۰ رخ داد مشاهده می‌شود. به این معنی که جریان علیت معکوس از بخش خدمات به نااطمینانی تورمی برقرار شده است. در بلندمدت ارتباط معنی‌داری میان دو متغیر وجود ندارد.

درآمدهای نفتی و گشایش‌های بین‌المللی پس از توافق برجام به مثابه تکانه مثبت عرضه با کاهش در تورم و گشتاور مرتبه دوم آن همراه بود. پس از این مقطع، با زمزمه‌های بازگشت تحریم‌های بین‌المللی و محدود شدن مراودات بین‌المللی و سیاست خصمانه ایالات متحده در راستای صفر شدن فروش نفت ایران، مجدداً کاهش درآمدهای نفتی با افزایش در تورم و نااطمینانی آن همراه بوده است.

در بلندمدت (افق بیش‌تر از ۴ سال)، همانند آنچه در شکل (۴) گزارش شد رابطه‌ی علی‌خلاف فاز از تولید به نااطمینانی تورم همراه می‌باشد. با توجه به اینکه ارتباط میان بخش حقیقی و نااطمینانی تورم تنها برای گروه نفت مصداق دارد، می‌توان گفت نتیجه‌ی حاصله به دلیل غلظت بالای نفت در اقتصاد ایران است. به عبارت دیگر، نااطمینانی تورمی با شدت زیادی (ضریب همبستگی حدود ۰/۷) از تغییرات بخش حقیقی به طور معکوس تأثیر می‌پذیرد. این تأثیرپذیری ناشی از تغییرات بخش نفت است. این مهم نشان می‌دهد بر خلاف آن چه نظریات منتج از ایده فریدمن (۱۹۷۷) پیش‌بینی می‌کنند، در بلندمدت نااطمینانی تورم به تغییرات رانت منابع طبیعی وابسته است. قطع نظر از اینکه بخش خصوصی در اقتصاد ایران قدرت بالایی در سرمایه‌گذاری ندارد و سرمایه‌گذاری‌های دولت الزاماً با بهینه‌یابی همراه نیستند (به دلایل مختلف نظیر طول شدن تصویب، عدم پیش‌بینی دقیق درآمدهای دولت و ...)، با توجه به شرایط اقتصاد ایران، وابستگی بالای بودجه به درآمدهای نفت تغییرات گشتاورهای مرتبه اول و دوم تورم را توضیح می‌دهد. از یک سو، بانک مرکزی مکلف است ما به ازای دلارهای دولت ریال پرداخت نماید که این مهم به طور مستقیم به پایه پولی منتقل می‌شود و با خلق نقدینگی پتانسیل بالایی برای خلق تورم دارد. از سوی دیگر، در مواقعی که درآمدهای نفتی کاهش پیدا می‌کند، به دلیل نارسایی نظام مالیاتی و عدم جذب درآمد برای دولت، ناترازی بودجه دولت به بانک مرکزی و نظام بانکی منتقل می‌شود که با شتاب گرفتن تورم و نااطمینانی آن همراه است. علاوه بر این، از آنجایی که دولت بازیگر اصلی در بازار ارز است، با محدود شدن درآمدهای نفتی به بازار ارز تکانه وارد می‌شود. تمایل دولت‌ها به سرکوب نرخ ارز جهت لنگر کردن انتظارات تورمی، باعث جهش مقطعی آن می‌شود. در نتیجه، آثار خلق نقدینگی و کاهش ارزش پول ملی از طریق عبور نرخ ارز باعث افزایش تورم و نااطمینانی آن خواهد شد. به عبارت دیگر، می‌توان ادعا کرد درآمدهای نفتی در

هنگام افزایش مستقیماً بر ترازنامه بانک مرکزی اثر می‌گذارند. مادامی که این درآمدها کاهش یابند، از طریق انتقال ناترازی بودجه دولت به بانک مرکزی مجدداً پایه پولی تحت تأثیر قرار می‌گیرد. بنابراین، درآمد نفتی به طور مستقیم و غیرمستقیم بر نقدینگی اثرگذار است. این نتیجه، نشان می‌دهد سیاست پولی مستقلاً نمی‌تواند نااطمینانی تورم را کاهش دهد و در ایفای وظیفه خود ناتوان است. به عبارت دیگر، به دلیل وابستگی اقتصاد و ساختار آن به نفت، ابزار سیاست پولی نمی‌تواند رسالت خود را انجام دهند و نااطمینانی به جای وابسته شدن به ابزار سیاست پولی به متغیر برون‌زای درآمدهای نفتی وابسته می‌باشد که ریشه در عدم استقلال بانک مرکزی دارد.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

درک اثرگذاری نااطمینانی در سطوح مختلف اقتصاددانان را مجذوب خود کرده است. ادعای فریدمن (۱۹۷۷) مبنی بر اخلال نااطمینانی تورم در کارایی سازوکار قیمت و در نتیجه اخلال تخصیص منابع نقطه عطفی در مطالعات مربوط به ارتباط میان گشتاورهای مرتبه اول و دوم تورم و بخش حقیقی به شمار می‌آید. به طوری که در مطالعات مرتبط به آن اتکا می‌شود. با بسط الگوهای نظری و تجربی این مهم از زوایای مختلفی مورد ارزیابی قرار گرفت. به طوری که برخی مطالعات (به طور مثال دوتسی و سارته، ۲۰۰۰) اثرگذاری مثبت نااطمینانی تورم بر بخش حقیقی را تحت شرایط خاصی نتیجه گرفتند. افزون بر این، این ارتباط الزاماً خطی نیست. به طور مثال کروگمن (۱۹۹۶) ادعا کرد ارتباط میان نااطمینانی تورمی و بخش حقیقی می‌تواند به سطح تورم وابسته باشد. مقتضیات هر اقتصاد نیز می‌تواند ویژگی‌های جدیدی از رابطه میان متغیرهای فوق‌الاشاره را آشکار کند. در این میان، اقتصاد ایران به دلیل نابسامانی در تورم و رسوخ درآمدهای نفتی به تمامی شئون اقتصاد می‌تواند ویژگی‌های جدیدی از رابطه‌ی میان متغیرهای فوق‌الاشاره را آشکار نماید. به طوری که به علت عدم استقلال سیاست پولی از یک سو و انتقال ناترازی‌های دولت و نظام بانکی به ترازنامه بانک مرکزی از سوی دیگر، انتظار می‌رود اولاً قدرت مقامات پولی در کاهش نااطمینانی تورم به چالش کشیده شود؛ ثانیاً، ارتباط معکوس میان بخش حقیقی نیز فعال می‌شود. در این صورت، حوزه‌ی بلافصل سیاست پولی نیازمند بازنگری در خصوص دست‌یابی به اهداف اصیل خود می‌باشد. در این راستا، تحقیق حاضر مشارکت علمی خود را در حوزه متمرکز کرد:

اثرگذاری معکوس تولید نفت بر نااطمینانی تورم، تولید کل نیز در بلندمدت به طور معکوس نااطمینانی تورمی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در میان‌مدت، تحلیل در گستره زمان نشان داد در بازه زمانی ۱۳۹۷-۱۳۹۶، به دلیل بهبود در انتظارات و سپس با مکرر شدن دورنمای اقتصاد به دلیل خروج یک‌جانبه ایالات متحده آمریکا و نقض برجام، انتظارات تورمی در نتیجه تغییرات تولید کل ابتدا کاهش و سپس افزایش یافته است. با توجه به نتایج به دست آمده پیشنهادهای زیر ارائه می‌شوند:

(۱) نظر به اینکه نااطمینانی تورم در میان‌مدت (در میانه دهه‌های ۱۳۷۰ و ۱۳۸۰ اثرگذاری خدمات و در میانه دهه ۱۳۹۰ به دلیل توافق برجام و گسترش درآمدهای نفتی) و بلندمدت (منحصراً متأثر از نفت) از تولید تأثیر می‌پذیرد، ضروری است سیاست‌گذار تغییرات بخش حقیقی را به منظور کنترل نااطمینانی تورم رصد نماید. به عبارت دیگر، سیاست پولی در افق میان‌مدت و بلندمدت با ابزار خود در اقتصاد ایران (کل‌های پولی، نرخ بهره و ...) الزاماً نمی‌تواند نااطمینانی تورم را کاهش دهد. بر این اساس، افزایش منازعات بین‌المللی و کاهش مجاری حصول درآمدهای نفتی با مکرر کردن فضای اقتصاد اثرگذاری سوء بر گشتاور مرتبه اول و دوم تورم دارد. از این‌رو، بر سیاست‌گذار فرض است در صورتی که سودای کنترل نااطمینانی تورم را دارد به عنوان اقدامی عاجل الزامات افزایش درآمدهای نفتی را فراهم نماید. از سوی دیگر و مهم‌تر اینکه اثرگذاری معکوس بخش نفت بر نااطمینانی تورم باعث عقیم شدن سیاست پولی شده است. برای این منظور، بر کاهش وابستگی به رانت نفتی از طریق سرمایه‌گذاری در صندوق‌های حاکمیتی و الگوبرداری از نمونه‌های موفق جهانی تأکید می‌شود. زیرا، تحقیق حاضر گذشته و حال را تصویرسازی کرد و نشان داد در رویه موجود نااطمینانی در حوزه متغیرهای پولی به بخشی از اقتصاد گره خورده است. بنابراین، وابسته شدن گشتاورهای تورم به ابزار سیاست پولی ضروری است.

(۲) به محققانی که قصد دارند در این زمینه تحقیق نمایند، پیشنهاد می‌شود گستره‌های مکانی دیگر که از رانت منابع طبیعی برخوردار هستند را جهت بررسی امکان تغییر جریان علیت میان بخش حقیقی و نااطمینانی تورم انتخاب نمایند.

(۱) تحلیل موجک پیوسته و ابزارهای آن برای بررسی ارتباط دو سویه میان متغیرها در حوزه زمان - فرکانس به عنوان روش تحقیق انتخاب شد. روش مذکور، امکان بررسی ارتباط میان دو متغیر را در بستر زمان و در افق‌های مختلف و همچنین شدت و ضعف ارتباط میان آنها را فراهم ساخت.

(۲) با توجه به اینکه وجود درآمدهای نفتی به عنوان عاملی که قادر است ارتباط میان نااطمینانی تورم و بخش حقیقی را متأثر سازد، بررسی رابطه میان متغیرها به تفکیک گروه‌های مختلف کشاورزی، صنایع و معادن، خدمات، کشاورزی، نفت و تولید کل امکان کالبدشکافی رابطه‌ی علی میان متغیرها را میسر کرد.

بر این اساس، نتایج برای گستره زمانی تحقیق (داده‌های فصلی ۱۴۰۱:۰۲ - ۱۳۶۸:۰۲) به شرح زیر گزارش می‌شود:

(۱) در بخش کشاورزی، فضای هم‌دوسی و اختلاف فاز جریان علی از نااطمینانی تورم به تولید را نشان داد. با این توضیح که جهت علیت در سال‌های ابتدایی دهه ۱۳۷۰ معکوس و در سال‌های انتهایی دهه ۱۳۹۰ مستقیم بوده است. جریان علی در میان‌مدت توسط هر دو متغیر پیشروی را تجربه کرده است. در بلندمدت، مطابق آنچه نظریات متداول پیش‌بینی کرده‌اند، نااطمینانی تورم اثرگذاری معکوسی بر بخش کشاورزی دارد.

(۲) در بخش صنایع و معادن، در افق کوتاه‌مدت هر دو متغیر در جریان علیت پیشروی داشته‌اند. در میان‌مدت، رابطه‌ی علی از نااطمینانی به بخش حقیقی به صورت مستقیم برقرار است. در بلندمدت، ارتباط معنی‌داری وجود ندارد.

(۳) در بخش نفت، نااطمینانی تورم در افق بلندمدت با شدت بالایی (ضریب ۰/۷) از تولید بخش نفت به طور معکوس تأثیر می‌پذیرد. به طوری که افزایش (کاهش) در تولید نفت کاهش (افزایش) شدید نااطمینانی تورم را به همراه دارد.

(۴) در بخش خدمات، در افق کوتاه‌مدت مانند سایر بخش‌ها رابطه میان متغیرها تنوع زیادی از حیث شدت و متغیر پیش‌رو دارد. در میان‌مدت، تولید بخش خدمات به طور معکوس بر نااطمینانی تورم اثرگذار است.

(۵) با در نظر گرفتن تولید ناخالص داخلی، مشخص شد ارتباط میان بخش حقیقی و نااطمینانی تورمی در بلندمدت تحت تأثیر درآمدهای نفتی است. به طوری که به علت

منابع

Abdi Seyyedkolae, M., & Taheri Bazkhaneh, S. (2020). "Revisiting the

Relationship between Economic Growth and Inflation in Iran Using Time-

- Frequency Analysis". *Iranian Journal of Economic Research*, 25(85), 91-115. (In Persian).
- 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.
- Apergis, N. (2005). "Inflation Uncertainty and Growth: Evidence from Panel Data". *Australian Economic Papers*, 44(2), 186-197.
- Ball, L., Romer, D. (2003). "Inflation and the Informativeness of Prices". *Journal of Money, Credit, and Banking*, 35(2), 177-196.
- Baniasadi, M., & Mohseni, R. (2017). "Impact of Inflation Uncertainty on Agricultural Investment in Iran". *Agricultural Economics Research*, 9(34), 37-56. (In Persian)
- Beaudry, P., Caglayan, M., & Schiantarelli, F. (2001). "Monetary Instability, the Predictability of Prices, and the Allocation of Investment: An Empirical Investigation Using UK Panel Data". *American Economic Review*, 91(3), 648-662.
- Bohara, A. K., & Sauer, C. (1994). "The Role of Inflation Uncertainty in Germany: Friedman's Hypothesis Revisited". *Empirical Economics*, 19, 611-627.
- Bredin, D. & Fountas, S. (2005). "Macroeconomic Uncertainty and Macroeconomic Performance: are they Related?". *The Manchester School*, 73, 58-76.
- Caballero, R. J. (1991). "On the Sign of the Investment-Uncertainty Relationship". *The American Economic Review*, 81(1), 279-288.
- Caglayan, M., Kocaaslan, O. K., & Mouratidis, K. (2016). "Regime Dependent Effects of Inflation Uncertainty on Real Growth: A Markov Switching Approach". *Scottish Journal of Political Economy*, 63(2), 135-155.
- Chan, L. K. (1994). "Consumption, Inflation Risk, and Real Interest Rates: An Empirical Analysis". *Journal of Business*, 69-96.
- Chang, K. L., & He, C. W. (2010). "Does the Magnitude of the Effect of Inflation Uncertainty on Output Growth Depend on the Level of Inflation?". *The Manchester School*, 78(2), 126-148.
- Daubechies, I. (1992). "Ten Lectures on Wavelets". *CBMS-NSF Regional Conference Series in Applied Mathematics*, 61, Philadelphia: SIAM.
- Davoudi, P., & Bastanzad, H. (2020). "Monetary Policy and Financial Stability in Iran (DSGE Approach)". *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 17(2), 43-87. (In Persian).
- Dotsey, M., & Sarte, P. D. (2000). "Inflation Uncertainty and Growth in a Cash-In-Advance Economy". *Journal of Monetary Economics*, 45(3), 631-655.
- 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 (Tahghighat-E-Eghtesadi)*, 53(2), 235-278. (In Persian)
- Esen, Ö., & Akin, A. (2023). "Asymmetric Effects of Inflation and Inflation Uncertainty on Output Growth – Evidence from Turkey Based on Threshold Autoregressive (TAR) Model". *Symmetry: Culture and Science*, 34(1), 27-44.
- Farnaghi, E., Parivar, O., & Tofighi, H. (2014). "Inflation, Inflation Uncertainty and Output Growth in Iran". *Journal of Economics and Business Research*, 5(7), 1-14. (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), 100-126. (In Persian).
- Fischer, S. (1993). "The Role of Macroeconomic Factors in Growth". *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 485-512.
- Fischer, S., & Modigliani, F. (1978). "Towards an Understanding of the Real

- Effects and Costs of Inflation". *Review of World Economics*, 114(4), 810-833.
- Friedman, M. (1977). "Nobel Lecture: Inflation and Unemployment". *Journal of Political Economy*, 85(3), 451-472.
- Fuhrer, J. C. (1997). "Inflation/Output Variance Trade-Offs and Optimal Monetary Policy". *Journal of money, credit, and banking*, 214-234.
- Huizinga, J. (1993). "Inflation Uncertainty, Relative Price Uncertainty, and Investment in US ma
- Huizinga, J. (1993). "Inflation Uncertainty, Relative Price Uncertainty, and Investment in US Manufacturing". *Journal of Money, Credit and Banking*, 25(3), 521-549.
- Hutchison, M. M., & Walsh, C. E. (1998). "The Output-Inflation Tradeoff and Central Bank Reform: Evidence From New Zealand". *The Economic Journal*, 108(448), 703-725.
- Iyke, B. N., & Ho, S. Y. (2019). "Inflation, Inflation Uncertainty, and Growth: Evidence from Ghana. *Contemporary Economics*", 13(2), 123-136.
- Kamasa, K., Kpodo, E. E., Bonuedi, I., & Forson, P. (2022). "Does Inflation Uncertainty Hurt Domestic Investment? Empirical Evidence from Ghana. *Cogent Economics & Finance*", 10(1), 2115673.
- Krugman, P. (1996). "Stable Prices and Fast Growth: Just Say No". *The Economist*, 31(8), 1996.
- 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.
- Łyziak, T. (2016). "Survey Measures of Inflation Expectations in Poland: are They Relevant from the Macroeconomic Perspective?". *Baltic Journal of Economics*, 16(1), 33-52.
- Mandeya, S. M. T., & Ho, S. Y. (2021). "Inflation, Inflation Uncertainty and the Economic Growth Nexus: An Impact Study of South Africa". *MethodsX*, 8, 1-17.
- Mandeya, S. M., & Ho, S. Y. (2022). "Inflation, Inflation Uncertainty and the Economic Growth Nexus: A Review of the Literature". *Folia Oeconomica Stetinensia*, 22(1), 172-190.
- Mehrara, Mohsen, & Mojab, R. (2010). "The Links between Inflation, Inflation Uncertainty, Output and Output Uncertainty in Iran". *Money and Economy*, 2(2), 1-30. (In Persian).
- Pirae, 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)
- Rasekhi, S., & Khan Alipour, A. (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).
- Rezazadeh, A. (2020). "Relationship between Inflation, Uncertainty and Economic Growth in Iran: Markov- Switching Approach". *Journal of Iranian Economic Issues*, 6(2), 37-66. (In Persian).
- Rösch, A., & Schmidbauer, H. (2016). "Wavelet Comp 1.1: A Guided Tour Through the R Package". URL: http://www.hsstat.com/projects/WaveletComp/WaveletComp_guided_tour.pdf.
- Roueff, F., & Sachs, R. (2011). "Locally Stationary Long Memory Estimation". *Stochastic Processes and Their Applications*, 121(4), 813-844.
- Rua, A., & Nunes, L.C. (2009). "International Comovement of Stock Market Returns: A Wavelet Analysis". *Journal of Empirical Finance*, 16, 632-639.
- Safdari, M., & Pourshahabi, F. (2011). "Impact of Inflation Uncertainty on Iran Economic Growth (Using EGARCH and VECM methods (1971-2007))". *Monetary & Financial Economics*, 16(29), 65 - 87. (In Persian).
- 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).
- Tobin, J. (1965). "Money and Economic Growth". *Econometrica*, 33 (4), 671-684.
- 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.
- Uddin, G. S., Muzaffar, A. T., Arouri, M., & Sjö, B. (2017). "Understanding the Relationship between Inflation and Growth: A Wavelet Transformation Approach in the Case of Bangladesh". *The World Economy*, 40(9), 1918-1933.
- Vacha, L., & Barunik, J. (2012). Co-"Movement of Energy Commodities Revisited: Evidence from Wavelet Coherence Analysis". *Energy Economics*, 34, 241-247.
- Wen, Y. (2005). "Understanding the Inventory Cycle". *Journal of Monetary Economics*, 52(8), 1533-1555.
- Zubaidi Baharumshah, A., & Soon, S. V. (2014). "Inflation, Uncertainty and Output Growth: what Does the Data Say for Malaysia?". *Journal of Economic Studies*, 41(3), 370-386.