

**Investigating the effects of macroeconomic uncertainty on the forecast of future activities of the real sector of economics and politics in Iran**

Abstract

the real sector of the economy in the country is one of the most important indicators that changes and forecasts of future trends are closely related to policy, market risk and market uncertainty. In this regard, in the present study, the effects of macroeconomic uncertainty on the forecast of future activities of the real sector of the economy in Iran during the period ۱۹۹۱ to ۲۰۱۹ have been investigated. In order to analyze the data, ARDL method was used, all analyzes were performed with the help of Eviews ۱۰ software. Findings showed that macroeconomic confidence improves the predictability of future activities of the real sector of the economy. It was also observed that macroeconomic uncertainty can affect the forecast of future activities of the real sector of the economy in the short and long term, thus confirming the hypotheses presented in the study. Uncertainty refers to factors that are likely to influence investors' financial decisions, such as future government policies, financial trends, and their potential impacts. At the macro level, uncertainty in economic policies leads to a decrease in the growth rate of employment and investment and increases in stock value fluctuations. Also, this uncertainty in economic policies affects employment and the business market (unemployment and self-employment). Thus, the labor market and employment, as an important market in the economy, are affected by uncertainty in economic policies.

Keywords: Macroeconomic uncertainty, The real sector of the economy, Forecast error

## بررسی اثرات نااطمینانی کلان اقتصادی بر پیش‌بینی فعالیت‌های آتی بخش حقیقی اقتصاد و سیاست در ایران

مهدی محمدی

فرزانه خلیلی (نویسنده مسئول)

فرید عسگری

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۰/۱۰

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۲/۰۷

## چکیده

بخش حقیقی اقتصاد در کشور یکی از مهمترین شاخص‌هایی است که تغییرات و پیش‌بینی روندهای آتی آن ارتباط نزدیکی با سیاست‌گذاری، ریسک‌بازار و نااطمینانی بازار دارد. در همین راستا در تحقیق حاضر به بررسی اثرات نااطمینانی کلان اقتصادی بر پیش‌بینی فعالیت‌های آتی بخش حقیقی اقتصاد در ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۸ پرداخته شده است. به منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها از روش ARDL استفاده شده که کلیه تجزیه و تحلیل‌ها با کمک نرم‌افزار Eviews<sup>۱۰</sup> انجام گرفته است. یافته‌های تحقیق نشان داد که نااطمینانی کلان اقتصادی قدرت پیش‌بینی فعالیت‌های آتی بخش حقیقی اقتصاد را بهبود می‌بخشد. همچنین مشاهده شد که نااطمینانی کلان اقتصادی می‌تواند بر پیش‌بینی فعالیت‌های آتی بخش حقیقی اقتصاد در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر گذار باشد، در نتیجه فرضیه‌های مطرح شده در تحقیق مورد تأیید قرار گرفت. نااطمینانی به عواملی اشاره دارد که احتمالاً روی تصمیمات مالی سرمایه‌گذاران مانند سیاست‌های آتی دولت، روندهای مالی و اثرات بالقوه و احتمالی آنها تأثیر می‌گذارد. در سطح کلان نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی منجر به کاهش نرخ رشد اشتغال و سرمایه‌گذاری و افزایش نوسانات ارزش سهام می‌گردد همچنین این عدم اطمینان در سیاست‌های اقتصادی، بر روی اشتغال و بازار کسب و کار (بیکاری و خوداشتغالی) اثر گذار است. بنابراین بازار کار و اشتغال، به عنوان بازاری مهم در اقتصاد، از نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی اثر پذیری دارد.

واژه‌های کلیدی: نااطمینانی کلان اقتصادی، بخش حقیقی اقتصاد، خطای پیش‌بینی

<sup>۱</sup> دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد ابهر، دانشگاه آزاد اسلامی، ابهر، ایران.

mohammadi\_mehdi@yahoo.com

<sup>۲</sup> استادیار گروه اقتصاد، واحد ابهر، دانشگاه آزاد اسلامی، ابهر، ایران.

Farzaneh\_khalili@yahoo.com

<sup>۳</sup> استادیار گروه اقتصاد، واحد ابهر، دانشگاه آزاد اسلامی، ابهر، ایران.

fi.asgarii@gmail.com

## ۱- مقدمه و بیان مسئله

سیاستمداران در سراسر جهان به طور فزاینده و مستمر در حال مواجهه با چالش‌های تصمیم‌گیری به منظور شکل دادن به راه‌های بهینه سیاست‌گذاری اقتصادی برای آینده می‌باشند. به عنوان مثال، بانکداران مرکزی باید در نظر داشته باشند که تصمیمات شدید سیاست پولی ممکن است در کوتاه مدت تاثیرات سریع و قوی بر بازارهای مالی داشته باشند، در حالی که در دراز مدت آنها به وضوح (یا باید) طوری طراحی شده باشند تا اثر مثبت، به ویژه بر فعالیت‌های واقعی اقتصادی و کنترل تورم در سطح کل اقتصاد داشته باشند (استوکمار و اوسترلوم<sup>۱</sup>، ۲۰۱۶). تصمیم‌گیری‌های سیاست‌گذاری باید براساس اطلاعات مربوط به هر دو رفتار گذشته و پیش‌بینی‌های آینده مربوط به متغیرهای اقتصادی مرتبط باشد. از این رو، هنگامی که شرایط در اقتصاد کلی به طور ناگهانی تغییر می‌کند، به عنوان مثال به دلیل برخی شوک‌های غیرمنتظره خارجی مانند سقوط بازارهای مالی جهانی یا شوک‌های ناگهانی کشور در تجارت بین‌المللی، تصمیم‌گیری‌های سیاست‌های اقتصادی ممکن است در آینده نزدیک پیامدهایی را نشان دهند که ناسازگار با اهداف حاصل از اجرای آن سیاست‌ها باشد. به عبارت دیگر، تصمیم‌گیری در مورد سیاست‌های اقتصادی شامل عدم قطعیت زیادی در طول زمان می‌شود (جاتیلا و واتاجا<sup>۲</sup>، ۲۰۱۸).

کمیته بازار باز فدرال<sup>۳</sup> (۲۰۰۹) و صندوق بین‌المللی پول<sup>۴</sup> (۲۰۱۲، ۲۰۱۳) پیشنهاد کرده‌اند که عدم اطمینان در مورد سیاست‌های مالی، نظارتی و پولی ایالات متحده و اروپا اثر شدیدی بر کاهش سریع اقتصادی در طی سال‌های ۲۰۰۸-۲۰۰۹ و نرخ بازیابی آهسته پس از آن داشته است. گرچه عدم قطعیت سیاست اقتصادی همیشه شایع بوده است، اقتصاددانان اخیراً تلاش کرده‌اند تا این پدیده مهم را به طور سیستماتیک اندازه‌گیری کنند.

مطالعه پیشگام در این زمینه توسط بیکر و همکاران<sup>۵</sup> (۲۰۱۵ و ۲۰۱۶) انجام شده است. تقریباً، ایده اصلی محاسبه شاخص عدم اطمینان سیاست اقتصادی، یعنی شاخص EPU<sup>۶</sup>، تعیین ماهیت اطلاعات در رسانه‌های جمعی (به خصوص روزنامه‌ها) در شرایط کلیدی مربوط به بسیاری از ابعاد تصمیم‌گیری سیاست اقتصادی است.

در مطالعه بیکر و همکاران<sup>۷</sup> (۲۰۱۶) نشان داده شده است که این شاخص بسیاری از رویدادهای مهم یا دوره‌های افزایش نااطمینانی در سیاست اقتصادی ایالات متحده مانند انتخابات ریاست جمهوری، جنگ‌های خلیج فارس و حملات ۱۱ سپتامبر را تأیید می‌کند. علاوه بر پرونده ایالات متحده، شاخص EPU نیز در فرانسه‌های بسیاری برای ۱۱ کشور دیگر و تصمیمات اقتصادی محاسبه شده است.

بنابراین به طور کلی، نااطمینانی مشتمل بر فضایی است که تصمیم‌گیری فعالان اقتصادی اعم از خانوارها، بنگاه‌ها و بخش دولتی در زمینه‌های مختلف با عدم اطمینان همراه باشد؛ به عبارت دیگر نااطمینانی وضعیتی است که وقایع آینده و یا احتمال رخ دادن آن‌ها پیش‌بینی نشده است. در دنیای واقعی، اقتصاد سرشار از نااطمینانی عوامل اقتصادی است که به بروز ریسک و مخاطره در فضای تصمیم‌گیری عوامل اقتصادی منجر شده و رفتار آن‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. نااطمینانی وقتی وجود دارد که یا اتفاقات آینده مشخص و معلوم نباشد و یا با وجود مشخص بودن اتفاقات آینده، احتمال آن‌ها قابل پیش‌بینی نیست. به بیان دیگر، علت اصلی

<sup>۱</sup> Stockhammar, P., Österholm, P.,

<sup>۲</sup> Junttila J, Vataja J,

<sup>۳</sup> The Federal Open Market Committee

<sup>۴</sup> International Monetary Fund (IMF)

<sup>۵</sup> Baker et al

<sup>۶</sup> Economic Policy Uncertainty

<sup>۷</sup> Baker et al

نااطمینانی نبود دانش پیش بینی است. در چنین وضعیتی تصمیم گیری برای آینده پیچیده و مشکل می شود و بر تصمیمات عاملان اقتصادی تأثیر می گذارد. از مهم ترین عوامل ایجاد و تشدید نااطمینانی اقتصادی را می توان سیاست های دولت ها عنوان کرد که با توجه به افق زمانی محدود خود سیاست های مورد نظر را طراحی می کنند و منافع ناشی از کاهش بیکاری را به هزینه ها و تورم آینده ارجح می دانند یا بالعکس (جفرسون<sup>۸</sup>، ۲۰۰۹).

نگرانی در مورد عدم قطعیت سیاست های اقتصادی در پی بحران مالی جهانی، بحران پیاپی در منطقه یورو، و مشاجرات سیاسی حزبی در ایالات متحده تشدید شده است. به عنوان مثال، کمیته فدرال بازار آزاد (2009) و صندوق بین المللی پول (۲۰۱۲ و ۲۰۱۳) نشان می دهد که عدم اطمینان در مورد سیاست های مالی، قانونی، و پولی ایالات متحده و اروپا به یک رکود اقتصادی شدید در سال 2008-09 و بهبود آهسته پس از آن منجر شده است. در سطح کلان نااطمینانی در سیاست های اقتصادی منجر به کاهش نرخ رشد اشتغال و سرمایه گذاری و افزایش نوسانات ارزش سهام می گردد همچنین این عدم اطمینان در سیاست های اقتصادی، بر روی اشتغال و بازار کسب و کار (بیکاری و خوداشتغالی) اثر گذار است. بنابراین مشخص می گردد که بازار کار و اشتغال، به عنوان بازاری مهم در اقتصاد، از نااطمینانی در سیاست های اقتصادی اثر پذیری دارد (بیکر، دیویس و بلومبر<sup>۹</sup>، ۲۰۱۵).

بر اساس مطالب فوق مشخص می شود که نااطمینانی سیاست های اقتصادی می تواند با بخش حقیقی اقتصاد ارتباط داشته باشد و در نتیجه بر پیش بینی فعالیت های آتی اقتصادی اثر گذاری داشته باشد. در همین راستا در تحقیق حاضر به بررسی اثرات نااطمینانی کلان اقتصادی بر پیش بینی فعالیت های آتی بخش حقیقی اقتصاد در کشور ایران پرداخته شده است. بر همین مبنا، سوال اصلی تحقیق حاضر این می باشد که اثرات نااطمینانی کلان اقتصادی بر پیش بینی فعالیت های آتی بخش حقیقی اقتصاد در کشور ایران به چه صورت می باشد؟

## ۲- مبانی نظری

### ۲-۱ نقش دولت در اقتصاد

طبق تئوری های توسعه اقتصادی، در شرایط فعلی نظام اقتصادی جهانی و به ویژه با توجه به وجود اقتصادهای مسلط در بطن نظام اقتصادی جهان، در صورتی که هدایت تحولات اقتصادی جهان سوم عمدتاً در اختیار قشر محدود و ثروتمند قرار گیرد، الزامات بافت تولیدی جامعه معطوف به تجارت و بخش خدمات شده و ظرفیت های تولیدی گسترش لازم را نخواهد یافت. با توجه به این نکات است که به نظر می رسد توسعه اقتصادی بدون هدایت موثر دولت امکان پذیر نیست. به عبارت دیگر، دولت باید متولی اصلی هدایت بخش های اقتصادی در مسیر مدرن کردن بافت تولیدی و فعالیت های آنان باشد (رازینی و همکاران، ۱۳۹۶).

### ۲-۲ نااطمینانی سیاست های اقتصادی

منظور از نااطمینانی سیاست های اقتصادی بی ثباتی ای است که در اثر تغییر سیاست های اقتصادی دولت بوجود می آید و نه بی ثباتی ناشی از تغییر رژیم. این بی ثباتی غالباً توسط ضریب پراکندگی شاخص های اقتصادی سنچیده می شود، مانند ضریب های پراکندگی تورم، رشد تولید ناخالص ملی، رشد عرضه پول، بسط اعتبارات داخلی، کسری بودجه دولت.

<sup>۸</sup> Jeperson

<sup>۹</sup> Baker, Bloom, Davis

## ۲-۳- ارتباط نظری نااطمینانی کلان اقتصادی و بخش حقیقی اقتصاد

نااطمینانی وقتی وجود دارد که یا اتفاقات آینده مشخص و معلوم نباشد یا با وجود مشخص بودن اتفاقات آینده احتمال آن ها قابل پیش بینی نیست. به بیان دیگر، علت اصلی نااطمینانی نبود دانش پیش بینی شده است (جفرسون<sup>۱۰</sup>، ۲۰۱۹). در چنین وضعیتی تصمیم گیری برای آینده پیچیده و مشکل تر می شود و بر تصمیمات عاملان اقتصادی تأثیر می گذارد.

همچنین، نااطمینانی به عواملی اشاره دارد که احتمالاً روی تصمیمات مالی سرمایه گذاران مانند سیاست های آتی دولت، روندهای مالی و اثرات بالقوه و احتمالی آنها تأثیر می گذارد. در این بین، بخش حقیقی اقتصاد در کشور یکی از مهمترین شاخص هایی است که تغییرات و پیش بینی روندهای آتی آن ارتباط نزدیکی با سیاست گذاری، ریسک بازار و نااطمینانی بازار دارد (جی و همکاران<sup>۱۱</sup>، ۲۰۱۸).

تحقیقات قبلی نشان می دهند که کاهش تولید و اشتغال در طول بحران مالی ۲۰۰۷-۲۰۰۹ عمدتاً از شوک های مالی و نااطمینانی ناشی می شود (استوک و واتسون<sup>۱۲</sup>، ۲۰۱۲). برنانک<sup>۱۳</sup> (۱۹۸۳) یکی از اولین تحقیقات برای تأثیر شوک های نااطمینانی بر فعالیت های کلان اقتصادی و پیش بینی روندهای آتی آن است. بررسی ارتباط تعاملی بین شوک های نااطمینانی و شاخص های کلان اقتصادی یکی از روندهای مهم تحقیقاتی در ادبیات مالی است (چارلز و همکاران<sup>۱۴</sup>، ۲۰۱۸).

### ۲-۴- پیشینه تحقیق

حمیدی کیا (۱۳۹۸) در مطالعه ای به بررسی "نقش نااطمینانی نرخ تورم بر سودآوری بانک ها در ایران"، پرداخته است. تهرانی و نجف زاده خویی (۱۳۹۶) در مطالعه ای به "مروری بر تورم، نااطمینانی تورم و پیامدهای اقتصادی آنها"، پرداخته اند. تکبیری و کرد مدانلو (۱۳۹۶) در مطالعه ای به "بررسی تاثیر نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر صادرات غیر نفتی در ایران"، پرداخته اند. یزدانی و پیرپور (۱۳۹۶) در مطالعه ای به "ارزیابی اثر نااطمینانی نرخ ارز بر تامین مالی بنگاه ها و سرمایه گذاری مستقیم خارجی در ایران"، پرداخته اند. رضایی و فرخی بالاجاده (۱۳۹۵) در مطالعه ای به "بررسی رابطه نااطمینانی سیاست های مالی با رشد اقتصادی در ایران"، پرداخته اند. رضایی (۱۳۹۵) در مطالعه ای به "بررسی رابطه نااطمینانی سیاست های مالی با اشتغال در ایران با رویکرد اقتصاد مقاومتی" پرداخته است. گیرلی و همکاران<sup>۱۵</sup> (۲۰۱۹) در مطالعه ای با عنوان "یک شاخص جدید برای نااطمینانی سیاستی برای کشور اسپانیا"، به بررسی این موضوع پرداخته اند. رهموناب و همکاران<sup>۱۶</sup> (۲۰۱۹) در مطالعه ای با عنوان "آیا بازده بخش صنعت به نااطمینانی سیاستی حساسیت دارد؟"، به بررسی این موضوع پرداخته اند. دانگا و همکاران<sup>۱۷</sup> (۲۰۱۹) در مطالعه ای با عنوان "نااطمینانی سیاستی، مالیات و بار مالیاتی شرکت ها: شواهدی از کشور چین"، به بررسی این موضوع پرداخته اند. جیانگ و

<sup>۱۰</sup> Jeperson

<sup>۱۱</sup> Q. Ji, B. Y. Liu, H. Nehler, et al,

<sup>۱۲</sup> . H. Stock, M. W. Watson

<sup>۱۳</sup> B. Bernanke

<sup>۱۴</sup> A. Charles, O. Darné, F. Tripier,

<sup>۱۵</sup> Corinna Ghirelli and Javier J.Pérez and Alberto Urtaun

<sup>۱۶</sup> Mobeen Ur Rehmanab and Nadia Asgharc and Javed Hussain

<sup>۱۷</sup> Dandan Danga and Hongsheng Fangab and Minyuan He

همکاران<sup>۱۸</sup> (۲۰۱۹) در مطالعه ای با عنوان "اثرات غیر خطی شوک های نااطمینانی سیاستی بر مقیاس اعتبارات: شواهدی از کشور چین"، به بررسی این موضوع پرداخته اند. ژانگ و همکاران<sup>۱۹</sup> (۲۰۱۹) در مطالعه ای با عنوان "نااطمینانی کلان اقتصادی در کشورهای چین و آمریکا و اثرات آن بر بازارهای جهانی"، به بررسی این موضوع پرداخته اند. استکهامامار و اوسترلم<sup>۲۰</sup> (۲۰۱۶) در مطالعه ای با عنوان "اثرات نااطمینانی سیاست های اقتصادی بر رشد اقتصادی"، با استفاده مدل های بیزین و VAR Bayesian و تجزیه و تحلیل طیفی به بررسی تاثیر عدم قطعیت سیاست اقتصادی ایالات متحده بر رشد تولید ناخالص داخلی سوئد برای داده های سه ماهه از سال ۱۹۸۸ تا ۲۰۱۳ پرداختند. کارانیزوا و لی<sup>۲۱</sup> (۲۰۱۴) در مطالعه ای با عنوان نااطمینانی سیاست های اقتصادی، بازارهای مالی و احتمال رکود در کشور آمریکا"، از داده های سه ماهه اول سال ۲۰۰۶ تا سه ماهه اول سال ۲۰۱۳ در مدل پیش بینی رکود خود استفاده کردند. کلمبو<sup>۲۲</sup> (۲۰۱۳) در مطالعه ای با عنوان "نااطمینانی سیاست های اقتصادی در کشور آمریکا: آیا این موضوع برای منطقه یورو هم است؟"

### ۳-متدولوژی

این تحقیق از جنبه هدف، از نوع تحقیقات کاربردی به شمار می رود، زیرا نتایج حاصل از آن می تواند در تصمیمات مقامات کلان کشوری مورد استفاده قرار گیرد. همچنین از بعد نحوه استنباط در خصوص فرضیه های پژوهش، در گروه تحقیقات توصیفی - همبستگی قرار می گیرد، زیرا جهت کشف روابط بین متغیرهای تحقیق، از ضریب همبستگی تکنیک های رگرسیونی استفاده خواهد شد. همچنین، از آنجایی که از طریق آزمایش داده های موجود به نتیجه ای خواهیم رسید از منظر زمانی جزو تحقیقات مقطعی است. درخصوص مراحل اجرایی تحقیق، در ابتدا با مطالعه منابع از جمله کتب و مقالات موجود فارسی و لاتین و ترجمه مقالات، ورود به بحث اصلی صورت گرفته و اقدام به جمع آوری اطلاعات مدون تئوری در زمینه مورد بحث خواهد گردید. روش گردآوری داده ها صرفا کتابخانه ای است که از طریق فیش برداری منابع و مراجع و جمع آوری اطلاعات جود در سایت های شناخته شده مرجع قابل دسترسی (امارهای رسمی مرکز آمار ایران، سازمان برنامه و بودجه و بانک مرکزی و گزارشات موجود و سالنامه های اماری) می باشد.

جامعه آماری مطالعه حاضر، کشور ایران طی سال های ۱۳۹۸-۱۳۷۱ خواهد بود و در این تحقیق نمونه گیری خاصی صورت نگرفته است. جهت گردآوری اطلاعات از روش کتابخانه ای و مطالعات اسنادی استفاده گردیده و برای دستیابی به داده های مورد نظر برای پردازش فرضیات تحقیق، از امارهای رسمی منتشر شده مرکز آمار ایران، سازمان برنامه و بودجه و بانک مرکزی و گزارشات موجود و سالنامه های اماری استفاده می شود.

### ۴- تجزیه و تحلیل داده ها

#### ۴-۱- محاسبه شاخص نااطمینانی در سیاست های اقتصادی دولت:

۱۸ Yonghong Jiang and Luli He and Juan Meng and He Nie

۱۹ Dayong Zhang and Lei Lei and Qiang Ji and Ali M.Kutan

۲۰ Stockhammar and Österholm

۲۱ Karnizova and Li

۲۲ Colombo, V

در این تحقیق به تبعیت از بیکر، بلومبر و دیویس (۲۰۱۵) و دیگر مطالعات انجام شده، از متغیرهایی که هم ابزار سیاست گذاری دولت محسوب می شوند و هم نشان دهنده روند عملکرد دولت هستند استفاده شده است.

در این تحقیق مطابق با مطالعه بیکر، بلومبر و دیویس (۲۰۱۵) در ساخت شاخص نااطمینانی سیاست های اقتصادی دولت از مخارج دولت، درآمد مالیاتی به عنوان شاخصی از مدیریت بخش مالی اقتصاد و از حجم نقدینگی به عنوان شاخصی از بخش پولی و از نرخ ارز حقیقی به عنوان شاخصی از سیاست ارزی استفاده شده است.

جدول شماره (۱): نتایج آزمون LM- Test برای متغیرهای سیاستی دولت

متغیر	آماره آزمون	احتمال	نتیجه گیری
مخارج دولت	$F = 0.4/1.0$ $X^2 = 7.96$	$P = 0.0041$ $P = 0.0048$	جملات خطا دارای اثرات ARCH است.
درآمدهای مالیاتی	$F = 98.0$ $X^2 = 19.17$	$P = 0.0001$ $P = 0.0018$	جملات خطا دارای اثرات ARCH است.
حجم نقدینگی	$F = 86.0$ $X^2 = 11.55$	$P = 0.0016$ $P = 0.0031$	جملات خطا دارای اثرات ARCH است.
نرخ ارز واقعی	$F X^2 = 86.0$ $11.55$	$P = 0.0016$ $P = 0.0031$	جملات خطا دارای اثرات ARCH است.

منبع: یافته های تحقیق

با توجه به آماره های آزمون ارائه شده در جدول فوق، مشاهده می شود که همبستگی جملات پسماند معادله میانگین متغیرهای سیاست گذاری را نمی توان رد کرد و در نتیجه اثرات ARCH برای متغیرهای مورد نظر وجود دارد.

#### ۴-۱-۱- برآورد الگوی ARCH و GARCH

نتایج برآورد معادلات میانگین و واریانس مربوط به این متغیرها در جدول ذیل آمده است :

جدول شماره (۲) نتایج برآورد معادلات میانگین و واریانس مربوط به متغیرهای سیاست گذاری دولت

متغیر	الگو	مدل برآوردی	نتایج برآورد
G	ARCH(1)	میانگین	$G = 6.097,7718.258 + 1,16193835361 * G(-1)$
		واریانس	$GARCH = C(4) + C(5) * RESID(-1)^2$
TY	ARCH(1)	میانگین	$TY = 1835,68161523 + 1,218834.07249 * TY(-1)$
		واریانس	$GARCH = 3.20571,29779 + 1.30756.16877 * (-1)^2$
M	ARCH(1)	میانگین	$M = 110.64471187 + 1,2264866.07 * M(-1)$
		واریانس	$GARCH = 37249248,7408 + 0.87267.084924 * (-1)^2$
E	ARCH(1)	میانگین	$E = 1195,1641.0717 + 1,22548.014725 * E(-1)$

GARCH	=	۳۳۴۶۷۲۷۲,۹۴۹۴	+	واریانس		
۰.۹۲۶۷۸۸۴۹۷۷۰۶*□□□□□(-)□۲						

منبع: یافته های تحقیق

۴-۱-۲- تعیین ضریب اهمیت هر متغیر با توجه به اثر بر متغیر ارزش شاخص تولیدات صنعتی

جدول (۳): محاسبه وزن سری های زمانی مربوط به متغیرها (متغیر وابسته: ارزش شاخص تولیدات صنعتی)

وزن	وقفه بهینه	واریانس متغیر
۰.۲۳۶۴	۱۰	$G\delta^2$
۰.۲۲۸۷	۷	$TY\delta^2$
۰.۲۲۸۷	۹	$M\delta^2$
۰.۳۰۶۲	۱۰	$E\delta^2$

منبع: یافته های تحقیق

۴-۱-۳- ترکیب سری زمانی واریانس ها و ساخت شاخص

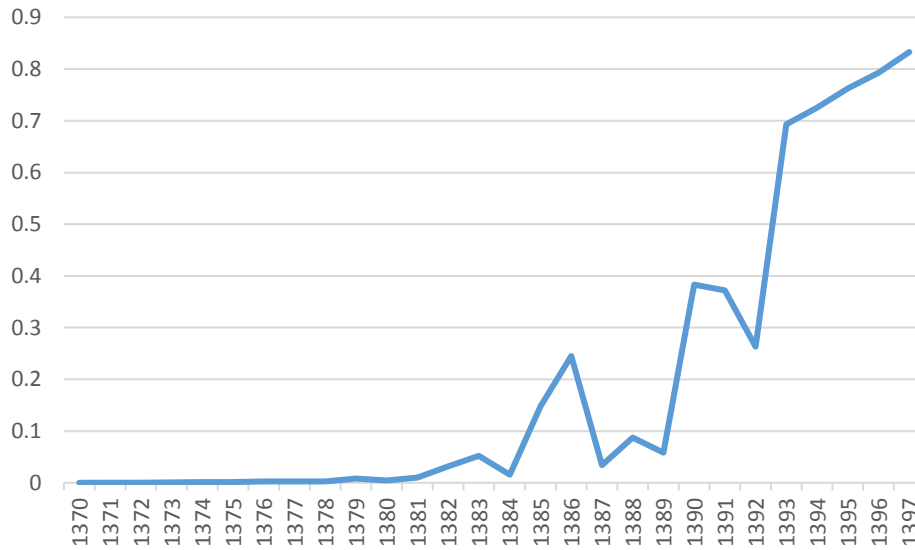
جدول (۴) شاخص نااطمینانی سیاست های اقتصادی دولت

سال	EPU
۱۳۷۱	۰.۰۰۰۰۱۳۳۸۸۳۳۶۷۱۷۳۲۹۵
۱۳۷۲	۰.۰۰۰۰۴۰۲۱۰۴۴۵۱۴۷۸۰۱۵
۱۳۷۳	۰.۰۰۰۰۷۹۲۷۶۵۴۴۸۶۲۱۷۴۷
۱۳۷۴	۰.۰۰۰۰۵۴۶۳۲۳۹۶۳۵۶۰۵۳۷
۱۳۷۵	۰.۰۰۱۱۸۰۳۴۶۰۷۳۲۹۵۹
۱۳۷۶	۰.۰۰۱۱۶۵۷۸۱۸۰۰۹۰۳۰۵
۱۳۷۷	۰.۰۰۲۸۲۱۱۴۶۹۱۱۰۷۶۳۵
۱۳۷۸	۰.۰۰۲۵۵۷۲۵۲۸۶۱۲۴۶۸
۱۳۷۹	۰.۰۰۲۵۲۱۰۹۲۴۲۱۲۴۰۸۲
۱۳۸۰	۰.۰۰۸۴۲۱۷۸۲۵۰۹۵۹۲۱۳
۱۳۸۱	۰.۰۰۴۵۵۲۹۲۴۸۳۹۶۵۴۳۷
۱۳۸۲	۰.۰۱۰۱۶۰۶۶۳۱۴۹۵۸۱۸



۱۳۸۳	۰.۰۳۱۴۱۰۱۴۲۶۴۷۵۶۰۵
۱۳۸۴	۰.۰۵۲۳۷۰۹۳۴۱۲۸۳۲۹۳
۱۳۸۵	۰.۰۱۵۴۴۱۳۳۲۵۷۹۵۱۷۷
۱۳۸۶	۰.۱۴۸۱۳۴۹۱۸۱۷۴۵۸۱
۱۳۸۷	۰.۲۴۵۴۲۵۳۹۰۰۵۴۲۱
۱۳۸۸	۰.۰۳۳۹۷۴۴۵۱۸۷۳۷۸۷
۱۳۸۹	۰.۰۸۷۰۷۴۰۳۵۱۷۱۴۴۳۶
۱۳۹۰	۰.۰۵۸۴۷۰۱۶۰۸۰۷۳۱۵
۱۳۹۱	۰.۳۸۳۴۰۶۱۷۴۵۶۴۴۲۶
۱۳۹۲	۰.۳۷۲۱۹۸۵۴۶۱۰۷۴۶۷
۱۳۹۳	۰.۲۶۳۱۴۹۲۲۱۵۱۳۲
۱۳۹۴	۰.۶۹۳۲۸۶۷۵۹۸۰۸۱۱۵
۱۳۹۵	۰.۷۲۵۲۵۸۳۴۰۶۱۷۴۵۶
۱۳۹۶	۰.۷۶۲۵۲۲۱۹۸۵۴۶۱۰۷
۱۳۹۸	۰.۷۹۲۵۲۵۲۳۱۴۹۲۲۱۵
۱۳۹۸	۰.۸۳۲۸۶۷۵۹۸۰۸۱۱۵

منبع: یافته‌های تحقیق

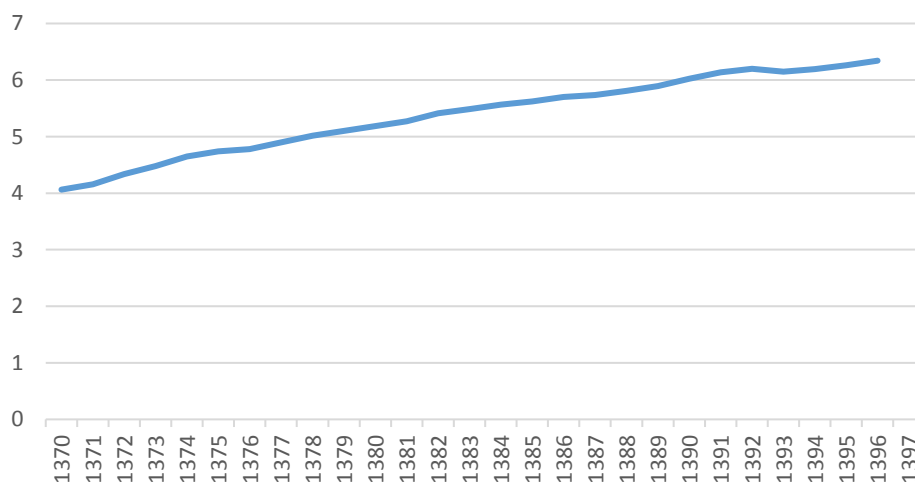


نمودار شماره (۱) شاخص نااطمینانی سیاست های اقتصادی دولت

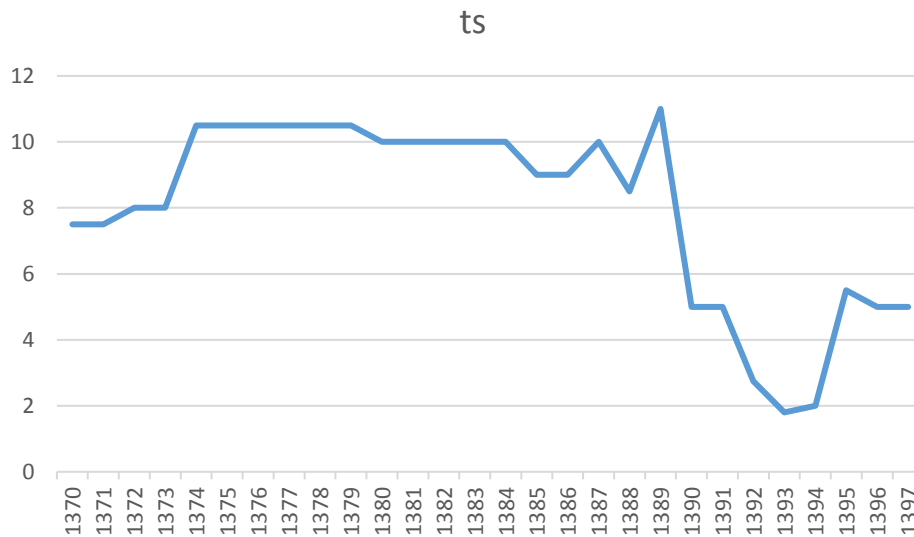
بر اساس نمودار فوق، در سال ۱۳۸۱ با یکسان سازی نرخ ارز نااطمینانی افزایش یافته است، پس از آن در سال های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ با روی کار آمدن دولت نهم و دهم، افزایش هزینه ها و حجم نقدینگی مربوط به این دوره شاخص نااطمینانی افزایش یافته است. متعاقب آن، پس از روی کار آمدن دولت دوازدهم و دوازدهم نیز، افزایش حجم نقدینگی، افزایش نرخ ارز واقعی و همچنین هزینه های دولت منجر به افزایش روند صعودی شاخص نااطمینانی سیاست های اقتصادی دولت شده است.

نمودار مربوط به روند متغیر لگاریتم ارزش افزوده تولیدات صنعتی کشور نشان می دهد که این متغیر یک روند صعودی و نسبتاً پایدار را طی دوره زمانی بین سال های ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۸ تجربه کرده است.

Y

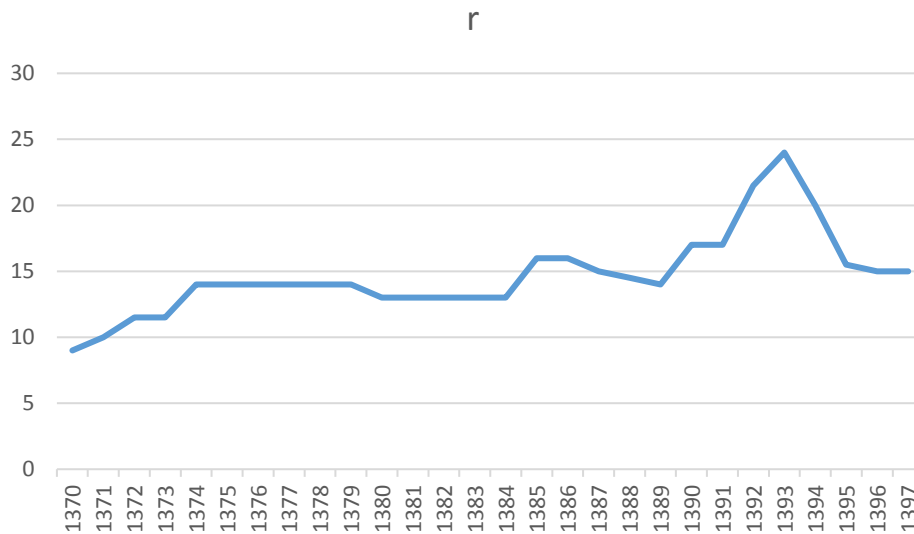


نمودار شماره (۲) شاخص لگاریتم ارزش افزوده تولیدات صنعتی کشور



نمودار شماره (۳) شاخص گسترش برای کشور ایران

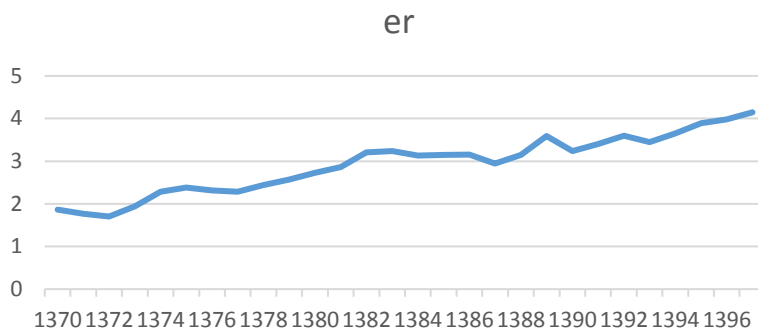
بر اساس نمودار فوق، مشاهده می شود عبارت گسترش که نشان دهنده تفاوت بین نرخ بهره کوتاه مدت و بلند مدت می باشد به تدریج طی دوره زمانی تحقیق کاهش یافته است به طوری که در سال ۱۳۹۳ به کمترین مقدار خود رسیده است.



نمودار شماره (۴) شاخص نرخ بهره برای کشور ایران

منبع: داده های آماری بانک مرکزی ایران و محاسبات محقق

بر اساس نمودار فوق، مشاهده می شود که نرخ بهره در کشور تا سال ۱۳۹۳ یک روند نسبتاً صعودی داشته است و پس از آن مجدداً کاهش پیدا کرده است.



نمودار شماره (۵) شاخص نرخ بازده مازاد سهام برای کشور ایران

بر اساس نمودار فوق، مشاهده می شود که نرخ بازده مازاد سهام طی دوره زمانی تحقیق یک روند صعودی را تجربه کرده است که دلیل آن می تواند توجه بیشتر به بازار سهام در کشور باشد.

پس از ارائه آمار توصیفی متغیرهای تحقیق، به بررسی مانایی این متغیرها پرداخته می شود.

#### ۴-۳- آزمون مانایی:

جدول شماره (۵). نتایج حاصل از آزمون مانایی متغیرهای تحقیق

نتیجه	Prob	آماره t	متغیر
مانا I(۰)	۰/۰۲۳۱	۰/۳۳۴	Y
نامانا	۰/۷۷۶۳	-۰/۸۸	ts در سطح
مانا I(۱)	۰/۰۵۴۳	-۲/۹۴	ts با یک تفاضل
مانا I(۰)	۰/۰۸۲۶	-۳/۳۳	r
نامانا	۰/۱۹۵۰	-۲/۸۴	er در سطح
مانا I(۱)	۰/۰۰۰۷	-۵/۵۵	er با یک تفاضل
نامانا	۰/۹۹۹۰	۰/۶۳	epu در سطح
مانا I(۱)	۰/۰۰۰۰	-۵/۹۵	epu با یک تفاضل

منبع: یافته های تحقیق

منطبق با جدول شماره (۵)، مشاهده می شود که متغیرها عبارت گسترش (ts)، نرخ بازده مازاد سهام (er)، شاخص نااطمینانی سیاست های اقتصادی (epu) با یک مرتبه تفاضل گیری مانا شده اند و سایر متغیرهای تحقیق در سطح مانا می باشند. در ادامه به برآورد الگوی تحقیق به روش ARDL پرداخته می شود.

#### ۴-۴- برآورد الگوهای تحقیق

تعیین وقفه بهینه

جدول شماره (۶). تعیین وقفه بهینه

مدل	تعداد وقفه	آکائیک	شوارتز بیزین	حنان کوئین
اول	۰	۵,۳۰۲۴۹۴	۵,۵۴۶۲۶۹	۵,۳۷۰۱۰۷
	۱	-۵۲,۷۸۲۳۸*	-۵۱,۳۱۹۷۳*	-۵۲,۳۷۶۷۱*
دوم	۰	۳,۵۲۱۴۴۲	۳,۸۱۳۹۸۲	۳,۶۰۲۵۷۷
	۱	-۵۵,۲۸۶۰۹*	-۵۳,۲۳۸۳۸*	-۵۴,۷۱۸۱۴*

منبع: یافته های تحقیق

نتایج جدول فوق نشان می دهد که بر اساس معیارهای آکائیک، شوارتز بیزین و حنان کوئین، وقفه یک، به عنوان تعداد وقفه بهینه در تخمین مدل ها می باشد.

برآورد مدل کوتاه مدت:

در این قسمت نتایج حاصل از برآورد الگوهای کوتاه مدت تحقیق ارائه شده است:

جدول شماره (۷). برآورد الگوی کوتاه مدت

نتایج کوتاه مدت مدل اول			
$\Delta y_t = c_0 + c_1 \Delta y_{t-1} + c_2 ts_{t-1} + c_3 r_{t-1} + c_4 er_{t-1} + e_t$			
احتمال	آماره t	ضرایب	متغیرها
۰.۰۰۰۰	۶۵.۳۳۸۶۷	۰.۹۷۹۰۲۲	(-۱) لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی با یک وقفه
۰.۰۴۹۱	-۲.۰۸۹۰۷۷	-۰.۰۱۰۴۶۲	D(TS) تفاضل عبارت گسترش
۰.۰۴۸۸	-۲.۰۹۱۷۸۴	-۰.۰۰۷۰۴۷	R نرخ بهره کوتاه مدت
۰.۰۲۵۰	۲.۴۱۳۶۶۷	۰.۱۰۷۳۷۸	D(ER) تفاضل نرخ بهره کوتاه مدت
۰.۰۰۰۰	۵.۲۶۸۴۶۱	۰.۲۹۵۰۰۲	C عرض از مبدا
$R^2$ :		۰/۹۹	
DW-statistic ۲/۰۲			
نتایج کوتاه مدت مدل دوم			
$\Delta y_t = c_0 + c_1 \Delta y_{t-1} + c_2 ts_{t-1} + c_3 r_{t-1} + c_4 er_{t-1} + c_5 epu_{t-1} + e_t$			
۰.۰۰۰۰	۷۷.۷۸۷۸۱	۰.۹۸۶۰۶۶	(-۱) لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی با یک وقفه
۰.۱۹۳۹	-۱.۳۵۲۶۹۵	-۰.۰۰۶۹۸۴	D(TS) تفاضل عبارت گسترش
۰.۴۴۷۸	-۰.۷۷۶۹۸۶	-۰.۰۰۳۰۱۹	R نرخ بهره کوتاه مدت

۰.۰۵۱۴	-۲.۰۹۵۵۰۱	-۰.۰۰۹۲۰۱	$R(-1)$ نرخ بهره کوتاه مدت
۰.۰۰۲۰	۳.۶۴۰۴۳۷	۰.۰۹۴۱۲۸	$D(ER)$ تفاضل بازده مازاد سهام
۰.۲۴۵۷	۱.۲۰۲۴۷۲	۰.۰۵۵۸۵۷	$D(EPU)$ تفاضل نااطمینانی اقتصادی
۰.۰۰۱۵	۳.۷۹۱۳۸۶	۰.۱۵۸۹۴۶	$D(EPU(-1))$ تفاضل نااطمینانی اقتصادی با یک وقفه
۰.۰۰۰۰	۶.۰۶۲۸۴۳	۰.۳۲۹۵۱۹	$C$ عرض از مبدا
$R^2$ :		۰/۹۹	
DW-statistic:		۲/۰۸	

منبع: یافته های تحقیق

بر اساس جدول فوق، مقدار ضریب تعیین ( $R^2$ ) نشان می‌دهد که حدود ۹۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل و کنترل پژوهش توضیح داده می‌شود. همچنین مقدار ضریب مربوط به آماره دوربین واتسون هر دو مدل بین ۱/۵ تا ۲/۵ بوده که نشان می‌دهد که مدل برآوردی دارای مشکل خود همبستگی نمی‌باشد. دیگر یافته های تحقیق نشان می‌دهد که:

در الگوی اول:

- متغیر لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی با یک وقفه ( $y(-1)$ ) اثر مثبت بر متغیر وابسته (لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی) داشته است، به طوری که به ازای یک درصد افزایش در متغیر لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی با یک وقفه، معیار لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی به میزان ۰/۹۷ درصد افزایش خواهد داشت. همچنین مشاهده می‌شود که این اثرگذاری از لحاظ آماری در سطح ۱ درصد معنادار بوده است.
- متغیر گسترش ( $ts$ ) اثر منفی بر متغیر وابسته (لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی) داشته است، به طوری که به ازای یک درصد افزایش در متغیر گسترش، معیار لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی به میزان ۰/۰۱ درصد کاهش خواهد داشت. همچنین مشاهده می‌شود که این اثرگذاری از لحاظ آماری در سطح ۵ درصد معنادار بوده است.
- متغیر نرخ بهره ( $r$ ) اثر منفی بر متغیر وابسته (لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی) داشته است، به طوری که به ازای یک درصد افزایش در متغیر نرخ بهره، معیار لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی به میزان ۰/۰۷ درصد کاهش خواهد داشت. همچنین مشاهده می‌شود که این اثرگذاری از لحاظ آماری در سطح ۵ درصد معنادار بوده است.
- متغیر نرخ بازده مازاد سهام ( $er$ ) اثر مثبت بر متغیر وابسته (لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی) داشته است، به طوری که به ازای یک درصد افزایش در متغیر نرخ بازده مازاد سهام، معیار لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی به میزان ۰/۱۰ درصد افزایش خواهد داشت. همچنین مشاهده می‌شود که این اثرگذاری از لحاظ آماری در سطح ۵ درصد معنادار بوده است.

در الگوی دوم:

- متغیر لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی با یک وقفه ( $y(-1)$ ) اثر مثبت بر متغیر وابسته (لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی) داشته است، به طوری که به ازای یک درصد افزایش در متغیر لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی

با یک وقفه، معیار لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی به میزان  $0/98$  درصد افزایش خواهد داشت. همچنین مشاهده می‌شود که این اثرگذاری از لحاظ آماری در سطح  $1$  درصد معنادار بوده است.

- متغیر گسترش (ts) اثر منفی بر متغیر وابسته (لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی) داشته است، به طوری که به ازای یک درصد افزایش در متغیر گسترش، معیار لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی به میزان  $0/06$  درصد کاهش خواهد داشت. همچنین مشاهده می‌شود که این اثرگذاری از لحاظ آماری غیر معنادار بوده است.
  - متغیر نرخ بهره با یک وقفه ( $r(-1)$ ) اثر منفی بر متغیر وابسته (لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی) داشته است، به طوری که به ازای یک درصد افزایش در متغیر نرخ بهره با یک وقفه، معیار لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی به میزان  $0/09$  درصد کاهش خواهد داشت. همچنین مشاهده می‌شود که این اثرگذاری از لحاظ آماری در سطح  $10$  درصد معنادار بوده است.
  - متغیر نرخ بازده مازاد سهام (er) اثر مثبت بر متغیر وابسته (لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی) داشته است، به طوری که به ازای یک درصد افزایش در متغیر نرخ بازده مازاد سهام، معیار لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی به میزان  $0/94$  درصد افزایش خواهد داشت. همچنین مشاهده می‌شود که این اثرگذاری از لحاظ آماری در سطح  $1$  درصد معنادار بوده است.
  - متغیر ناطمینانی کلان اقتصادی با یک وقفه ( $EPU(-1)$ ) اثر مثبت بر متغیر وابسته (لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی) داشته است، به طوری که به ازای یک درصد افزایش در متغیر ناطمینانی کلان اقتصادی، معیار لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی به میزان  $0/32$  درصد افزایش خواهد داشت. همچنین مشاهده می‌شود که این اثرگذاری از لحاظ آماری در سطح  $1$  درصد معنادار بوده است.
- برای بررسی وجود رابطه بلند مدت، آماره  $t$  بر اساس مقدار برآورد شده ضریب متغیر ارزش تولیدات صنعتی و انحراف معیار آن به صورت زیر محاسبه می‌شود:

مدل اول:

$$t = (0/97-1) / 0/005 = -6$$

مدل دوم:

$$t = (0/97-1) / 0/004 = -5$$

با مقایسه مقدار به دست آمده با مقدار بحرانی که برنجی و دولادو و مستر گزارش کرده اند ( $-3/72$ )، مشاهده می‌شود که وجود رابطه بلند مدت در هر دو مدل تأیید می‌گردد.

برآورد مدل بلند مدت:

در این قسمت نتایج حاصل از برآورد الگوهای بلند مدت تحقیق ارائه شده است:

جدول شماره (۸) برآورد الگوی بلند مدت

نتایج کوتاه مدت مدل اول			
$\Delta y_t = c_0 + c_1 \Delta y_{t-1} + c_2 ts_{t-1} + c_3 r_{t-1} + c_4 er_{t-1} + e_t$			
متغیرها	ضرایب	آماره t	احتمال
D(TS)	-۰.۰۸۷۹۰۶	-۳.۰۵۸۰۷۶	۰.۰۰۸۰
R	-۰.۰۴۲۸۸۳	-۳.۲۳۸۳۲۰	۰.۰۰۵۵
D(ER)	۰.۱۰۷۱۲۸	۰.۷۸۵۵۱۷	۰.۴۴۴۴
نتایج کوتاه مدت مدل دوم			
$\Delta y_t = c_0 + c_1 \Delta y_{t-1} + c_2 ts_{t-1} + c_3 r_{t-1} + c_4 er_{t-1} + c_5 epu_{t-1} + e_t$			
D(TS)	-۰.۰۰۶۹۸۴	-۱.۲۵۳۱۲۶	۰.۲۲۷۱
R	-۰.۰۱۲۲۲۰	-۳.۰۸۹۶۷۰	۰.۰۰۶۷
D(ER)	۰.۰۹۴۱۲۸	۲.۲۱۶۵۹۰	۰.۰۴۰۶
D(EPU(-۱))	-۰.۲۱۴۸۰۲	-۱.۸۹۲۷۹۷	۰.۰۷۵۵

منبع: یافته های تحقیق

یافته های جدول فوق نشان می دهد که:

## در الگوی اول:

- متغیر گسترش (ts) اثر منفی بر متغیر وابسته (لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی) داشته است، به طوری که به ازای یک درصد افزایش در متغیر گسترش، معیار لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی به میزان ۰/۰۸ درصد کاهش خواهد داشت. همچنین مشاهده می شود که این اثرگذاری از لحاظ آماری در سطح ۱ درصد معنادار بوده است.
- متغیر نرخ بهره (r) اثر منفی بر متغیر وابسته (لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی) داشته است، به طوری که به ازای یک درصد افزایش در متغیر نرخ بهره، معیار لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی به میزان ۰/۰۴ درصد کاهش خواهد داشت. همچنین مشاهده می شود که این اثرگذاری از لحاظ آماری در سطح ۱ درصد معنادار بوده است.
- متغیر نرخ بازاده مازاد سهام (er) اثر مثبت بر متغیر وابسته (لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی) داشته است، به طوری که به ازای یک درصد افزایش در متغیر نرخ بازاده مازاد سهام، معیار لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی به میزان ۰/۱۰ درصد افزایش خواهد داشت. همچنین مشاهده می شود که این اثرگذاری از لحاظ آماری غیر معنادار بوده است.

## در الگوی دوم:

- متغیر گسترش (ts) اثر منفی بر متغیر وابسته (لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی) داشته است، به طوری که به ازای یک درصد افزایش در متغیر گسترش، معیار لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی به میزان ۰/۰۰۶ درصد کاهش خواهد داشت. همچنین مشاهده می شود که این اثرگذاری از لحاظ آماری غیر معنادار بوده است.



- متغیر نرخ بهره (r) اثر منفی بر متغیر وابسته (لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی) داشته است، به طوری که به ازای یک درصد افزایش در متغیر نرخ بهره، معیار لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی به میزان ۰/۰۱ درصد کاهش خواهد داشت. همچنین مشاهده می‌شود که این اثرگذاری از لحاظ آماری در سطح ۱ درصد معنادار بوده است.
- متغیر نرخ بازده مازاد سهام (er) اثر مثبت بر متغیر وابسته (لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی) داشته است، به طوری که به ازای یک درصد افزایش در متغیر نرخ بازده مازاد سهام، معیار لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی به میزان ۰/۰۹ درصد افزایش خواهد داشت. همچنین مشاهده می‌شود که این اثرگذاری از لحاظ آماری در سطح ۵ درصد معنادار بوده است.
- متغیر نااطمینانی کلان اقتصادی (EPU) اثر منفی بر متغیر وابسته (لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی) داشته است، به طوری که به ازای یک درصد افزایش در متغیر نااطمینانی کلان اقتصادی، معیار لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی به میزان ۰/۲۱ درصد کاهش خواهد داشت. همچنین مشاهده می‌شود که این اثرگذاری از لحاظ آماری در سطح ۱۰ درصد معنادار بوده است.

#### ۴-۵- برآورد الگوی ECM

جدول شماره (۹) نتایج الگوی ECM

مدل اول			
احتمال	آماره t	ضرایب	متغیرها
۰/۰۰	۵/۳۱	-۰/۰۲	CoIntEq (-۱)
R <sup>۲</sup> :			۰/۵۵
DW-statistic			۰/۰۲
مدل دوم			
۰/۰۰	-۱۶/۸۱	-۰/۰۱	CoIntEq (-۱)
R <sup>۲</sup> :			۰/۶۹
DW-statistic:			۲/۸

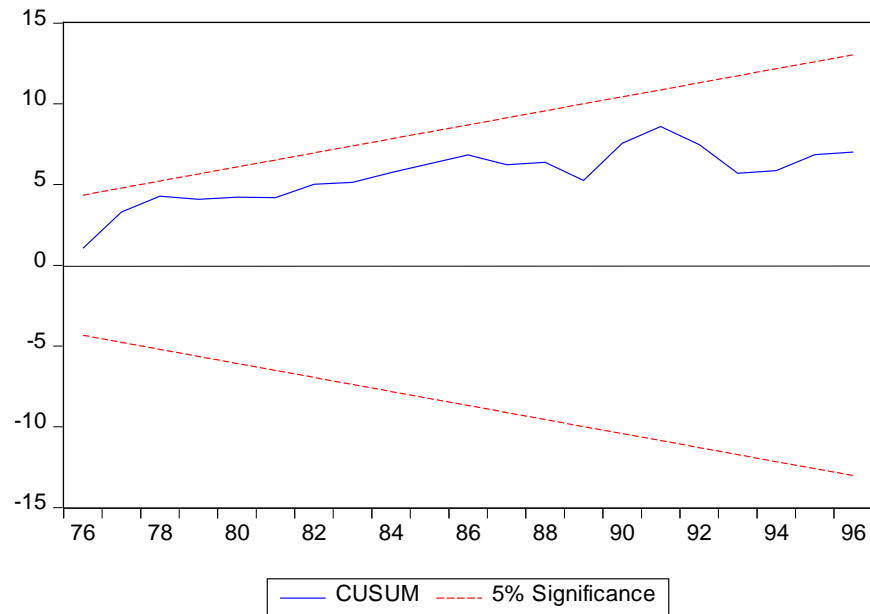
منبع: یافته‌های تحقیق

این الگوها در کارهای تجربی از شهرت فزاینده‌ای برخوردار شده‌اند. عمده‌ترین دلیل شهرت الگوهای ECM آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهند. ضریب مدل تصحیح خطا برای مدل اول برابر ۰/۰۲- و برای مدل دوم برابر با ۰/۰۱- بوده که از لحاظ آماری نیز معنی‌دار است. زیرا مقدار احتمال کمتر از ۰/۰۵ است. با توجه به ضریب تصحیح

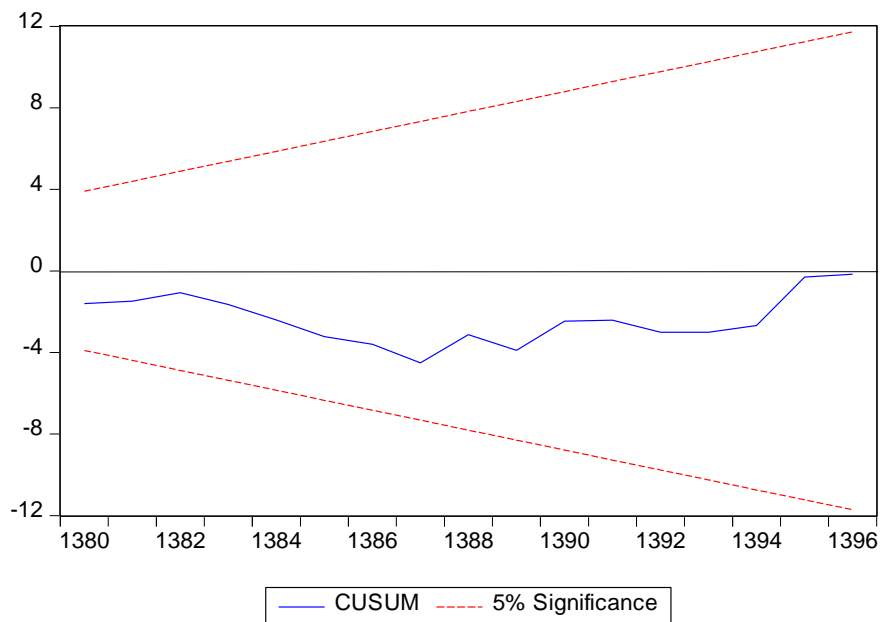
خطا در مدل ECM می توان بیان کرد، سرعت تعدیل به سمت مقدار تعادلی و بلند مدت پایین است. به طوری که هر سال حدود ۰/۰۲ و ۰/۰۱ خطای عدم تعادل تعدیل گردیده و مقدار کوتاه مدت به سمت مقدار تعادلی و بلند مدت خود میل می کند.

#### ۴-۶- آزمون های تشخیصی

##### آزمون ثبات



نمودار (۶) نتایج آزمون ثبات ساختاری CUSUM مدل اول



نمودار (۷) نتایج آزمون ثبات ساختاری CUSUM مدل دوم

یافته های این آزمون نشان می دهد که مقدار آماره CUSUM در بین آماره های کرانهای در سطح ۵ درصد قرار داشته باشند، بنابراین فرض صفر آزمون که بیان میکند همه متغیرها در رگرسیون برآورد شده با ثبات هستند را نمی توان رد کرد.

آزمون همبستگی عبارت جزء خطا:

نتایج حاصل از آزمون هم بستگی LM در جدول ذیل ارائه شده است:

جدول شماره (۱۰) نتایج آزمون هم بستگی LM عبارت جزء خطا

احتمال	آماره بروش پاگان	آزمون هم بستگی	مدل
۰/۸۱۱۴	۰/۱۲	LM	اول
۰/۴۲۹۳	۰/۸۸	LM	دوم

در آزمون هم بستگی فرض صفر بیان می کند که اجزای باقیمانده مدل رگرسیونی فاقد هم بستگی شدید می باشند هستند. با توجه به این که آماره LM احتمال بیشتر از ۵ درصد دارد، نشان می دهد فرض مبنی بر عدم وجود هم بستگی شدید برای اجزای باقیمانده مدل های رگرسیونی تأیید می گردد.

آزمون نرمالیتی عبارت جزء خطا:

در جدول (۱۱) مقدار آماره و معناداری آماره جارک-برا برای عبارت جزء خطای این پژوهش ارائه شده است.

جدول (۱۱) نتایج حاصل از آزمون جارک-برا

احتمال	آماره جارک-برا	متغیر	مدل
۰/۷۵۳۲	۰/۵۶	عبارت جزء خطا	اول
۰/۵۸۳۲	۱/۰۷	عبارت جزء خطا	دوم

با توجه به این که آماره جارک-برا برای عبارت جزء خطای پژوهش بزرگتر از ۰/۰۵ می باشد، فرض صفر مبنی بر نرمال بودن عبارت جزء خطای مدل های پژوهش تأیید می گردد.

آزمون واریانس ناهمسانی عبارت جزء خطا:

نتایج حاصل از آزمون واریانس ناهمسانی در جدول ذیل ارائه شده است:

جدول شماره (۱۲) نتایج آزمون واریانس ناهمسانی عبارت جزء خطا

مدل	آزمون واریانس ناهمسانی	آماره	احتمال
اول	بروش پاگان گادفری	۱/۵۹	۰/۲۱۳۶
دوم	بروش پاگان گادفری	۰/۷۶	۰/۶۲۴۸

در آزمون واریانس ناهمسانی فرض صفر بیان می کند که اجزای باقیمانده مدل رگرسیونی فاقد واریانس ناهمسانی می باشند هستند. با توجه به این که آماره بروش پاگان گادفری احتمال بیشتر از ۵ درصد دارد، نشان می دهد فرض مبنی بر عدم وجود واریانس ناهمسانی برای اجزای باقیمانده مدل های رگرسیونی تأیید می گردد.

#### بررسی خطای پیش بینی

در این قسمت نتایج حاصل از پیش بینی با استفاده از مدل رگرسیون ارائه شده است. نتایج مربوط به این آزمون در جدول ذیل ارائه شده است:

جدول شماره (۱۳) نتایج خطای پیش بینی الگوهای تحقیق

مدل	RMSE	MAE
اول	۰/۰۴۳۲	۰/۰۳۶۲
دوم	۰/۰۲۰۰۰	۰/۰۱۳۰

در رابطه با معیار RMSE، هر قدر مقدار این معیار کمتر باشد، صحت روش بیشتر می باشد. بر این اساس مشاهده می شود که مدل اول دارای RMSE معادل ۰/۰۴۳۲ بوده و مدل دوم دارای RMSE معادل ۰/۰۲۰۰ می باشد. بر این اساس مشاهده می شود که مدل دوم دارای صحت بیشتر و خطای کمتر می باشد.

در رابطه با معیار MAE، هر قدر مقدار این معیار کمتر باشد، صحت روش بیشتر می باشد. بر این اساس مشاهده می شود که مدل اول دارای MAE معادل ۰/۰۳۶۲ بوده و مدل دوم دارای MAE معادل ۰/۰۱۳۰ می باشد. بر این اساس مشاهده می شود که مدل دوم دارای صحت بیشتر و خطای کمتر می باشد.

#### ۵- جمع بندی

فرضیه اول تحقیق: ناطمینانی کلان اقتصادی قدرت پیش بینی فعالیت های آتی بخش حقیقی اقتصاد را بهبود می بخشد.

نتایج ارائه شده در جدول شماره (۱۳) نشان می‌دهد که مدل اول دارای RMSE معادل ۰/۰۴۳۲ بوده و مدل دوم دارای RMSE معادل ۰/۰۲۰۰ می‌باشد. بر این اساس مشاهده می‌شود که مدل اول دارای MAE معادل ۰/۰۳۶۲ بوده و مدل دوم دارای MAE معادل ۰/۰۱۳۰ می‌باشد. بر این اساس مشاهده می‌شود که مدل دوم دارای صحت بیشتر و خطای کمتر می‌باشد. در نهایت نتیجه‌گیری می‌شود که در نظر گرفتن نااطمینانی کلان اقتصادی، خطای پیش‌بینی فعالیت‌های آتی اقتصادی را کاهش می‌دهد و در نتیجه فرضیه اول تحقیق رد نمی‌گردد.

در این رابطه بیان می‌شود که نااطمینانی به عواملی اشاره دارد که احتمالاً روی تصمیمات مالی سرمایه‌گذاران مانند سیاست‌های آتی دولت، روندهای مالی و اثرات بالقوه و احتمالی آنها تأثیر می‌گذارد. در این بین، بخش حقیقی اقتصاد در کشور یکی از مهمترین شاخص‌هایی است که تغییرات و پیش‌بینی روندهای آتی آن ارتباط نزدیکی با سیاست‌گذاری، ریسک‌بازار و نااطمینانی بازار دارد. هنگامی که شرایط در اقتصاد کلی به طور ناگهانی تغییر می‌کند، به عنوان مثال به دلیل برخی شوک‌های غیرمنتظره خارجی مانند سقوط بازارهای مالی جهانی یا شوک‌های ناگهانی کشور در تجارت بین‌المللی، تصمیم‌گیری‌های سیاست‌های اقتصادی ممکن است در آینده نزدیک پیامدهایی را نشان دهنده که ناسازگار با اهداف حاصل از اجرای آن سیاست‌ها باشد. به عبارت دیگر، تصمیم‌گیری در مورد سیاست‌های اقتصادی شامل عدم قطعیت زیادی در طول زمان می‌شود و ارتباط بین نااطمینانی کلان اقتصادی و بخش حقیقی اقتصاد از لحاظ تئوریک مورد تأیید می‌باشد. این نتیجه‌گیری با یافته‌های بدست آمده توسط بیکر و همکاران (۲۰۱۶) مطابقت دارد.

**فرضیه دوم تحقیق:** نااطمینانی کلان اقتصادی می‌تواند بر پیش‌بینی فعالیت‌های آتی بخش حقیقی اقتصاد در کوتاه مدت اثر گذار باشد.

- نتایج ارائه شده در جدول شماره (۷) نشان می‌دهد که متغیر نااطمینانی کلان اقتصادی در کوتاه مدت، اثر گذاری معنادار بر متغیر لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی داشته است که این اثرگذاری از لحاظ آماری در سطح ۱ درصد معنادار بوده است. در نتیجه فرضیه دوم تحقیق رد نمی‌گردد.

در این رابطه بیان می‌شود که در دنیای واقعی، اقتصاد سرشار از نااطمینانی عوامل اقتصادی است که به بروز ریسک و مخاطره در فضای تصمیم‌گیری عوامل اقتصادی منجر شده و رفتار آن‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. نااطمینانی وقتی وجود دارد که یا اتفاقات آینده مشخص و معلوم نباشد و یا با وجود مشخص بودن اتفاقات آینده، احتمال آن‌ها قابل پیش‌بینی نیست.

**فرضیه سوم تحقیق:** نااطمینانی کلان اقتصادی می‌تواند بر پیش‌بینی فعالیت‌های آتی بخش حقیقی اقتصاد در بلند مدت اثر گذار باشد.

- نتایج ارائه شده در جدول شماره (۸) نشان می‌دهد که متغیر نااطمینانی کلان اقتصادی در بلند مدت اثر گذاری معنادار بر متغیر لگاریتم ارزش شاخص تولیدات صنعتی داشته است که این اثرگذاری از لحاظ آماری در سطح ۱۰ درصد معنادار بوده است. در نتیجه فرضیه سوم تحقیق رد نمی‌گردد.

در این رابطه بیان می‌شود که در سطح کلان نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی منجر به کاهش نرخ رشد اشتغال و سرمایه‌گذاری و افزایش نوسانات ارزش سهام می‌گردد همچنین این عدم اطمینان در سیاست‌های اقتصادی، بر روی اشتغال و بازار کسب و کار (بیکاری و خوداشتغالی) اثر گذار است. بنابراین مشخص می‌گردد که بازار کار و اشتغال، به عنوان بازاری مهم در اقتصاد، از نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی اثر پذیری دارد. بر اساس یافته‌های تحقیق، پیشنهادات سیاستی به صورت زیر ارائه می‌شود:

پیشنهاد می گردد که سیاست گذاران که نیازمند قانون گذاری برای بخش حقیقی اقتصاد هستند، حتما باید شاخص نااطمینانی کلان اقتصادی و اثرات آن برای بخش حقیقی اقتصاد و افزایش قدرت پیش بینی این بخش را مد نظر داشته باشند تا بتوانند پیش بینی های دقیق تری ارائه دهند؛ پیشنهاد می گردد که سیاست گذاران کلان کشوری تلاش نمایند تا از طریق افزایش تاب آوری اقتصادی کشور، میزان آسیب پذیری کشور از نااطمینانی های داخل و خارج از کشور و سطح بین المللی را کاهش داده و از این طریق زمینه برای مقاوم شدن اقتصاد داخلی را فراهم سازند و در نهایت پیشنهاد می گردد که سیاست گذاران و قانون گذاران کشوری، در تنظیم برنامه های سند چشم انداز کشور، نااطمینانی را به عنوان یک عامل مهم و اثر گذار بر بخش حقیقی اقتصاد مدنظر داشته باشند.

## منابع

۱. انواری، ابراهیم و زراء نژاد، منصور (۱۳۹۴) "نااطمینانی پارامتر و اثر بخش آن بر سیاست پولی در اقتصاد ایران رهیافتی از مدل اقتصاد باز کینزینی جدید"، پژوهشنامه اقتصاد کلان، سال دهم، شماره بیستم، نیمه دوم ۱۳۹۴.
۲. تفضلی، فریدون، "اقتصاد کلان، نظریه ها و سیاست های اقتصادی"، ویراست سوم، چاپ هجدهم، نشر نی، ۱۳۹۸.
۳. تکبیری، امید و کرد مدانلو، مرتضی (۱۳۹۶) "بررسی تاثیر نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر صادرات غیر نفتی در ایران"، فصلنامه مطالعات مدیریت و حسابداری، دوره: ۳، شماره: ۱.
۴. تهرانی، رضا و نجف زاده خوبی، سارا (۱۳۹۶) "مروری بر تورم، نااطمینانی تورم و پیامدهای اقتصادی آنها"، دومین کنفرانس بین المللی مدیریت و حسابداری.
۵. حمیدی کیا، رضا (۱۳۹۸) "نقش نااطمینانی نرخ تورم بر سودآوری بانک ها در ایران"، دومین کنفرانس بین المللی تحولات نوین در مدیریت، اقتصاد و حسابداری.
۶. حیدرپور، افشین و پورشهابی، فرشید (۱۳۹۱) "تبیین اثر نااطمینانی اقتصادی بر متغیرهای کلان اقتصاد (مطالعه موردی ایران)"، فصلنامه مجلس و راهبرد، سال ۱۹، شماره ۷۱، پاییز ۱۳۹۱.
۷. رازینی، علی، سوری، امیررضا و تشکینی، احمد (۱۳۹۶) "رابطه بین بیکاری و اندازه دولت"، پژوهش های اقتصادی، مقاله ۳، دوره ۱۱، شماره ۲، تابستان ۱۳۹۰، ص ۳۵-۵۷.
۸. رضایی، افسانه (۱۳۹۵) "بررسی رابطه نااطمینانی سیاست های مالی با اشتغال در ایران با رویکرد اقتصاد مقاومتی"، کنفرانس بین المللی نوآوری و تحقیق در علوم انسانی و مطالعات فرهنگی اجتماعی.
۹. رضایی، افسانه و فرخی بالاجاده، حشمت اله (۱۳۹۵) "بررسی رابطه نااطمینانی سیاست های مالی با رشد اقتصادی در ایران"، دومین کنفرانس بین المللی حسابداری، اقتصاد و مدیریت مالی.
۱۰. کارشناسان، علی (۱۳۸۸) "بررسی عدم اطمینان اقتصاد کلان و تاثیر آن بر سرمایه گذاری خصوصی در کشورهای اوپک"، رساله دکتری، دانشگاه تهران.
۱۱. یزدانی، مهدی و پیروپور، حامد (۱۳۹۶) "ارزیابی اثر نااطمینانی نرخ ارز بر تامین مالی بنگاه ها و سرمایه گذاری مستقیم خارجی در ایران"، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، دوره: ۱۷، شماره: ۶۷.
۱۲. A. Charles, O. Darné, F. Tripier (۲۰۱۸) *Uncertainty and the Macroeconomy: Evidence from an uncertainty composite indicator*, Appl. Econ. ۵۰ (۱۰) ۱۰۹۳-۱۱۰۷.
۱۳. Bachmann, Rüdiger, Steffen Elstner and Eric R. Sims. (۲۰۱۷). "Uncertainty and Economic Activity: Evidence from Business Survey Data." *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. ۵, No. ۲, PP. ۲۱۷-۴۹.

۱۴. Baker, S. R., Bloom, N., Canes-Wrone, B., Davis, Rodden, J., (۲۰۱۴). "Why has US policy uncertainty risen since ۱۹۶۰", American Economic Review, Papers and Proceedings
۱۵. Baker, S. R., Bloom, N., Davis, S.J., (۲۰۱۶) "Measuring Economic Policy Uncertainty". Quarterly Journal of Economics ۱۳۱ (۴), ۱۵۹۳-۱۶۳۶.
۱۶. C. Hu, X. Liu, B. Pan, et al, Asymmetric impact of oil price shock on stock market in China: A combination analysis based on SVAR model and NARDL model, Emerg. Market Financ. Tr, ۵۴(۸) (۲۰۱۸) ۱۶۹۳-۱۷۰۵.
۱۷. Corinna Ghirelli and Javier J.Pérez and Alberto Urtasun (۲۰۱۹) "A new economic policy uncertainty index for Spain", *Economics Letters*, Vol. 182, September 2019, PP. 64-67.
۱۸. Dandan Danga and Hongsheng Fangab and Minyuan He (۲۰۱۹) "Economic policy uncertainty, tax quotas and corporate tax burden: Evidence from China", *China Economic Review*, Vol. ۵۶, August ۲۰۱۹, PP. ۱۰۱-۳۰۳.
۱۹. Dayong Zhang and Lei Lei and Qiang Ji and Ali M.Kutan (۲۰۱۹) "Economic policy uncertainty in the US and China and their impact on the global markets", *Economic Modelling*, Vol. ۷۹, June ۲۰۱۹, PP. ۴۷-۵۶.
۲۰. Fenghua Wen and Yilin Xiao and Haiquan Wu (۲۰۱۹) "The effects of foreign uncertainty shocks on China's macro-economy: Empirical evidence from a nonlinear ARDL model", *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, Vol. ۵۳۲, ۱۵ October ۲۰۱۹, ۱۲۱۸۷۹.
۲۱. Junttila J, Vataja J, (۲۰۱۸) "Economic policy uncertainty effects for forecasting future real economic activity", *Economic Systems*, <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2018.03>
۲۲. L. Yu, Y.Q, Zhao. (۲۰۱۹) L, et al, Online big data-driven oil consumption forecasting with Google trends, *Int. J. Forecasting*, ۳۵ (۱) ۲۱۳-۲۲۳.
۲۳. Mobeen Ur Rehmanab and Nadia Asgharc and Javed Hussain (۲۰۱۹) "Are disaggregate industrial returns sensitive to economic policy uncertainty", *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, Vol. ۵۲۷, ۱ August ۲۰۱۹, PP. ۱۲۱-۳۰۱.
۲۴. Q. Ji, B. Y. Liu, H. Nehler, et al, (۲۰۱۸) "Uncertainties and extreme risk spillover in the energy markets: A time-varying copula-based CoVaR approach", *Energy Econ.* ۷۶ (۲۰۱۸) ۱۱۵-۱۲۶