فصلنامه علمی اقتصاد و بانکداری اسلامی، شماره پنجاه و دوم، پاییز ۱۴۰۴- صفحات ۵۲۱-۵۰۱

# مدل‌سازی نقش نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر عملکرد بازارهای سرمایه و کالا با رویکرد مدل TVP-FAVAR

**نوع مقاله: پژوهشی**

مهنوش کریم[۱]
شادی شاهوردیانی[۲]
محسن هاشمی گهر[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۲۸

**چکیده**

*منظور از عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی بی‌ثباتی است که در اثر تغییر سیاست‌های اقتصادی دولت بوجود می‌آید و نه بی‌ثباتی ناشی از تغییر رژیم. این بی‌ثباتی غالباً توسط ضریب پراکندگی شاخص‌های اقتصادی سنجیده می‌شود، مانند ضریب‌های پراکندگی تورم، رشد تولید ناخالص ملی، رشد عرضه پول، بسط اعتبارات داخلی، کسری بودجه دولت. هدف مطالعه حاضر بررسی مدلسازی نقش نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر عملکرد بازارهای سرمایه و کالا بوده است. برای بررسی این موضوع از مدل خودرگرسیون برداری پارامتر متغیر زمانی عامل تعمیم‌یافته (TVP-FAVAR)، و اطلاعات ماهانه بازار سرمایه، فلزات اساسی و نفت طی دوره زمانی ۱۴۰۲- ۱۳۷۰ استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان داد که اثر شوک ناشی از نااطمینانی سیاست اقتصادی منجر به افزایش در نوسانات بازار سرمایه و همچنین افزایش در نوسانات قیمت فلزات اساسی و قیمت نفت شده است.*

**واژگان کلیدی:** نااطمینانی، سیاست‌های اقتصادی، بازار سرمایه، فلزات اساسی، بازار نفت.
**طبقه بندی JEL**: C24، E52، G12، G32، G19

---

[۱] گروه مدیریت مالی، واحد شهرقدس، دانشگاه آزاد اسلامی، شهر قدس، ایران
mehnooshkarim@yahoo.com
[۲] گروه مدیریت مالی، واحد شهرقدس، دانشگاه آزاد اسلامی، شهر قدس، ایران (نویسنده مسئول)
shshahverdiani@gmail.com
[۳] گروه حسابداری، واحد شهرقدس، دانشگاه آزاد اسلامی، شهر قدس، ایران
mhgohar@yahoo.com

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07 ]

**مقدمه**

بسیاری از اقتصاددانان لزوم آگاهی افراد جامعه از اجرای سیاست‌های پولی را مورد تأکید قرار می دهند. با این حال، بانک‌های مرکزی در راستای دستیابی به اهداف خود معمولا سیاست‌های پولی را به گونه‌ای اعمال می‌نمایند که اهمیت نسبی هر یک از این اهداف تا حدودی ناشناخته باقی بماند. یکی از دلایل اصلی بانک‌های مرکزی در پنهان نمودن اهداف و اولویت‌های خود را می‌توان به لزوم انعطاف‌پذیری سیاست‌های پولی به منظور مقابله با چالش‌های اقتصادی کوتاه‌مدت ایجادشده نسبت داد (یین و همکاران[1]، ۲۰۲۳). چرا که در نظریه انتظارات عقلایی، یک سیاست پولی زمانی می‌تواند اثرگذار باشد که توسط افراد جامعه ناشناخته باقی بماند. اما این موضوع باعث می‌شود تا فعالان اقتصادی تا حدودی نسبت به سیاست‌های پولی اتخاذ شده توسط بانک مرکزی نامطمئن باشند (چن و همکاران[2]، ۲۰۲۲). مشخص است که در شرایط وجود نااطمینانی، فعالان اقتصادی نمی-توانند چشم انداز دقیقی نسبت به سیاست‌های اتخاذ شده داشته و بنابراین احتمالا در تصمیم-گیری‌های خود با مشکلاتی مواجه خواهند شد. به منظور بررسی آثار نااطمینانی نسبت به سیاست-های اقتصادی بخصوص سیاست پولی و مالی می‌توان از مطالعه کوکرمن و ملتزر[3] (۱۹۸۶) استفاده نمود. آنها در مطالعه خود این گونه بیان کردند که در هر دوره، سیاست‌گذاران تمایل دارند به یک نرخ مشخصی از رشد پول دست پایند، اما در اغلب موارد رشد واقعی بول تا حدودی از رشد برنامه-ریزی شده پول متفاوت است (یاوری و همکاران، ۱۳۹۵).

در ادبیات مربوط به تاثیر نااطمینانی سیاست اقتصادی بر عملکرد بازار مالی و کالا دو رویکرد ساختاری متفاوت برای اندازه‌گیری نااطمینانی اقتصادی شناسایی کرد: معیارهای نااطمینانی عبارتند از قابل مشاهده و غیرقابل مشاهده (یا پنهان). معیارهای قابل مشاهده نااطمینانی اقتصادی آنهایی هستند که می‌توانند با تغییرات سری زمانی شاخص‌های اقتصادی قابل مشاهده، مانند نوسانات بازار سهام (VXO) مورد استفاده در مطالعه بلوم (۲۰۰۹) بوده که بر این اساس نااطمینانی در مورد سیاست‌های اقتصادی آتی اعلام شده توسط سیاستگذاران اقتصادی که در ابزارهای اطلاع رسانی برمتغیرهای کلان اقتصادی و بازارهای مالی اثر گذار است (بیکر و همکاران، ۲۰۱۶). معیارهای غیرقابل مشاهده برای نااطمینانی اقتصادی بر اساس روش تجربی جورادو و همکاران[4] (۲۰۱۵) بوده است. بر اساس این رویکرد، عدم قطعیت اقتصادی را نمی‌توان با نوسانات مشاهده شده در شاخص‌های مختلف اقتصادی اندازه‌گیری کرد، زیرا این شاخص‌ها ممکن است به

1 . Yin and et al
2. Chen and et al
3. Cukierman and Meltzer
4 . Jurado and et al

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07 ]

دلایل متعددی نوسان داشته باشند که اصلاً به عدم قطعیت مربوط نمی شود. جورادو و همکاران (۲۰۱۵) عدم قطعیت اقتصادی را به عنوان نوسانات جزء غیرقابل پیش بینی گروه بزرگی از شاخص‌های مهم اقتصادی (کلان اقتصادی و مالی) تعریف و اندازه گیری می‌کند. افزایش درجه غیرقابل پیش‌بینی در وضعیت آینده اقتصاد کلان و همچنین بخش مالی یک عامل مشترک قابل‌توجه در افزایش همزمان نااطمینانی اقتصادی است.

بازارهای کالا از تغییرات ناگهانی در بازار سهام و عدم اطمینان در مورد سیاست‌های اقتصادی آینده مصون است. آنچه برای سرمایه‌گذاران در بازارهای کالا مهم است، توانایی آنها در پیش بینی نوسانات و تلاطم‌های ناگهانی در بخش مالی و اقتصاد کلان است. تا زمانی که آنها به این امر دست یابند، بازارهای کالایی کمتر نوسان می کنند و با نوسانات کلان اقتصادی همبستگی کمتری دارند (پنگ و همکاران[1]، ۲۰۱۸).

رابطه بین عدم اطمینان اقتصادی و بازار کالاها موضوع تحقیقات قابل توجهی بوده است. افزایش نااطمینانی اقتصادی می‌تواند تأثیر منفی قابل توجهی بر اقتصاد واقعی (بازار کالاها) و بازارهای مالی داشته باشد. برای کالاهایی که دارای هر دو ویژگی کالایی و مالی هستند، رکود اقتصادی و رکود بازار مالی ناشی از عدم اطمینان اقتصادی بر قیمت کالاها تأثیر خواهد داشت.

رابطه بین نااطمینانی سیاست اقتصادی و بازارهای مالی به طور گسترده مورد مطالعه قرار گرفته است. برخی از محققان پیشنهاد می‌کنند که نوسانات در نااطمینانی اقتصادی قادر به توضیح بخش قابل توجهی از نوسانات در بازارهای مالی، به ویژه بازارهای سهام است و بنابراین می توان از نااطمینانی اقتصادی برای پیش بینی نوسانات بازارهای سهام استفاده کرد (بالی و همکاران[2]، ۲۰۱۷؛ پان و همکاران[3]، ۲۰۱۸). برخی دیگر معتقدند که اثر عدم اطمینان اقتصادی بر بازارهای مالی با مرحله توسعه اقتصاد و رویدادهای ناگهانی در حال تغییر است (یین و همکاران، ۲۰۲۳). با توجه به تاثیر قابل توجه نااطمینانی اقتصادی بر بازده سرمایه گذاری، مطالعات متعددی از روش-های تجربی برای بررسی رابطه بین عدم اطمینان اقتصادی و بازده بازار مالی استفاده کرده‌اند.

محدودیت تحقیق در مطالعات پیشین در این زمینه بوده که به منظور بررسی ارتباط بین بازدهی بازارهای مالی و کامودیتی مدل‌های طراحی شده قابلیت بررسی و سرایت پذیری را با لحاظ کردن متغیرهای پنهان نداشته است و استفاده از مدل FAVAR قابلیت لحاظ کردن متغیرهای پنهان در اثر گذاری شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی بر بازدهی بازارها را داشته است و نتایج واقع بینانه‌تری را ارئه می‌دهد. نتایج بدست آمده از این مطالعه منجر به ارائه پیشنهادات سیاستی

1 . Peng and et al
2 . Bali and et al
3 . Phan and et al

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07 ]

برای بازارهای مختلف بوده که در آن شاهد سنجش دقیق تری از ارتباط بین متغیرها و اثر گذاری متغیرهای سیاستی بر بازارهای مالی و کامودیتی خواهد بود.

مساله اصلی در این مطالعه مدلسازی ارتباط بین نااطمینانی سیاست اقتصادی و نوسانات در بازار سرمایه و بازار کالا (فلزات اساسی و نفت) بوده است. در این مطالعه با استفاده از یک رویکرد ترکیبی ضرایب متغیر – زمان و همچنین مدل خودرگرسیون برداری عامل افزوده (TVP-FAVAR) برای تجزیه و تحلیل اثرات پویای نااطمینانی سیاست اقتصادی بر عملکرد بازار سرمایه و بازار کالا (فلزات اساسی و نفت) و ارتباط آنها استفاده می‌شود. در نهایت در قالب یک رویکرد شبکه به مدلسازی پویایی روابط بین متغیرها پرداخته خواهد شد.

ساختار مقاله حاضر از پنج بخش تشکیل شده است. در بخش دوم به مبانی نظری تحقیق پرداخته شده است. بخش سوم اختصاص به روش شناسی تحقیق داشته و در بخش چهارم مدل تحقیق ارائه گردیده است. در نهایت در بخش انتهایی به نتیجه گیری و ارائه پیشنهادات پرداخته شده است.

## ۱. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

### ۱-۱. نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی

دولت‌ها به منظور دستیابی به هدف‌های خود از جمله رشد و توسعه اقتصادی، افزایش اشتغال، رفاه جامعه و کاهش تورم از ابزارها و سیاست‌های اقتصادی استفاده می‌کنند. به کار گرفتن ابزارهای اقتصادی برای نیل به اهداف اقتصادی مشخص را سیاست اقتصادی می‌گویند (امامی و همکاران، ۱۴۰۳). منظور از یک سیاست اقتصادی تنها تصمیم‌گیری سیاسی نیست بلکه هر سیاست اقتصادی از چهار مرحلهٔ برنامه‌ریزی، تصمیم‌گیری، اجرا و نظارت تشکیل شده است. لازم به ذکر است که ایجاد ثبات در بخش اقتصاد کلان که نتیجه سیاست‌های اقتصادی سیاستگذاران کشور است، در مدیریت کارآمد اقتصادی بخش خصوصی اثر مثبت دارد. سیاست‌های اقتصادی را به سه نوع، سیاست‌های پول، ارزی و سیاست‌های مال تقسیم می‌کنند. سیاست‌های مالی به آن دسته از سیاست‌های اقتصادی گفته می‌شود که به طور مستقیم توسط دولت اجرا می‌شود و همچنین سیاست‌های پولی و ارزی نیز سیاست‌هایی هستند که توسط بانک مرکزی و تحت نظارت دولت اعمال می‌شوند. ارتقای رفاه ملی هدف نهایی همه سیاست‌های اقتصادی است، اما اهداف واسطه‌ای قبل از رسیدن به هدف نهایی وجود دارند، همچون افزایش اشتغال و سرمایه‌گذاری، کاهش تورم و رشد اقتصادی بالاتر که در برهه‌ای از زمان مورد نظر سیاستگذاران اقتصادی است (هادیان و درگاهی، ۱۳۹۶).

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07 ]

مواضع سیاست‌های مالی عبارت است از: ۱ - سیاست مال خنثی؛ زمانی که اقتصاد در تعادل است انجام شود. مخارج دولت به وسیله درآمدهای مالیات تأمین می‌شود و بودجه اثر خنثی در سطح فعالیت‌های اقتصادی دارد. ۲ - سیاست مالی انبساطی اغلب در دوران رکود کاربرد دارد و شامل مازاد هزینه‌های دولت نسبت به درآمد مالیات است.۳ - سیاست مالی انقباض هنگامی که مخارج دولت کمتر از درآمد مالیات باشد اعمال می‌شود و معمولاً در جهت پرداخت بدهی‌های دولت است. سیاست پول بر مبنای رابطه بین نرخ بهره و کل عرضه پول در اقتصاد هر کشور تعریف می‌شود، نرخ بهره یعنی قیمتی که بر اساس آن می‌شود پول قرض گرفت. سیاست پولی به منظور کنترل مواردی همچون رشد اقتصادی، تورم، سرمایه گذاری، نرخ ارز و بیکاری از ابزارهای متنوعی بهره می‌گیرد.

زمانی که در یک کشور انحصار نشر پول در اختیار بانک مرکزی است و یا آینده بانک‌های ناشر پول به طور نظام‌مند و متصل به بانک مرکزی قدام به چاپ پول می‌کنند، مقامات پول به منظور اعمال سیاست‌های پولی توانایی تغییر در عرضه پول و بنابراین نرخ بهره را دارند.

از جمله موضوعات مهم و مورد توجه سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی اطلاع از میزان و نحوه اثرگذاری تکانه‌های مختلف بر اقتصاد است. هر چه درک و آگاهی از اثرگذاری تکانه‌ها بر متغیرهای اقتصادی دقیق‌تر باشد، تدوین سیاست‌های متناسب با ویژگی‌های اقتصاد، برنامه‌ریزی برای کنترل اثرات تکانه‌ها و رسیدن به اهداف تعیین شده کارآمدتر خواهد بود. در این راستا به‌کارگیری مدل‌هایی که چارچوبی برای ارتباط بین متغیرهای اقتصادی، پیش‌بینی و ارزیابی پیامدهای خارجی و سیاست‌های وضع شده داخلی را فراهم می‌سازند، به‌عنوان ابزاری برای توصیف بهتر و درک واقعی‌تر از کارکردهای اقتصاد، ضروری به نظر می‌رسد (زبیدی، ۱۳۹۹).

نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی منجر به استراتژی‌های سرمایه‌گذاری محافظه کارانه‌تری خواهد شد و نهایتاً سطوح پایین‌تر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی را به دنبال خواهد داشت. از سوی دیگر نرخ ارز توان رقابت کشور در سطح بین الملل را به واسطه گرانتر شدن نسبی صادرات آن کاهش داده و در نتیجه آن، تراز پرداخت‌ها را متأثر می‌سازد. علاوه بر آن تغییرات نرخ ارز می‌تواند تصمیمات استقراض و دریافت وام را دچار مشکل نماید و این امکان نیز وجود دارد که بنگاه‌ها مجبور به تخصیص بیشتر منابع برای کنار آمدن با اثرات تورم گردند. با توجه به شواهد آماری سیاست‌های ارزی کشور در طی برنامه های توسعه کشور مشاهده می‌شود که در طی برنامه‌ها نرخ ارز نوسانات بالایی داشته و در برخی سال‌های منتهی به انتخابات ثباتی در بازار ایجاد شده و بعد از آن با اقدام سیاستی دولت‌ها و رفتار کارگزاران اقتصادی دچار نوسان شده است. در این خصوص دلائلی مطرح شده است که از جمله آنها می‌توان به این مورد اشاره کرد که مطابق با بحث

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07 ]

ناسازگاری زمانی، مقام پولی و یا بانک مرکزی در سیاست‌گذاری ارزی ممکن است بر اساس صلاحدید خود عمل کرده و به منظور افزایش در سطح رفاه اجتماعی به دنبال کاهش در نوسانات نرخ ارز از طریق یک تورم پیش‌بینی نشده باشد. این اتفاق زمانی رخ می‌دهد که عاملان اقتصادی عقلائی بوده و مقام پولی به دنبال این باشد که زیان ناشی از انحراف تولید را از سطح بهینه اجتماعی خود حداقل کند، بنابراین در این حالت سیاست صلاحدیدی بر خلاف گفته‌های پیشین مقام پولی مبنی بر تعهد بر ثبات در نرخ ارز انجام شده است (گودرزی و همکاران، ۱۳۹۹).

### ۱-۲. پیشینه تحقیق

یین و همکاران (۲۰۲۳) به بررسی رابطه بین نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و بازار مالی و کامودیتی پرداختند. در این مطالعه از یک رویکرد خودرگرسیون برداری عامل افزوده در بازه زمانی ۲۰۰۰-۲۰۲۲ استفاده شد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که بازارهای مالی و کالاها در دوره‌های مختلف شاهد روند افزایشی نوسانی در بعد زمانی با اثرات سرریز مثبت بوده‌اند. نتایج این مطالعه بیانگر این بود که نااطمینانی سیاست اقتصادی تأثیر منفی قابل‌توجهی بر محصولات کشاورزی قبل از همه‌گیری داشتند، اما پس از آن تأثیر مثبت قابل‌توجهی داشتند. نتایج نشان داد اثر سرریز مثبت فزاینده نااطمینانی اقتصادی چین بر بازارهای مالی، با ماهیت بلندمدت وجود دارد.

هوینه و همکاران[1] (۲۰۲۱) ارتباط بین عدم‌اطمینان سیاست‌های اقتصادی و بازار مالی را مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه با استفاده از اطلاعات سری زمانی ماه می ۲۰۱۳ الی ژوئن ۲۰۱۹ و روش تغییر رژیم مارکوف ارتباط بین بازدهی، حجم و نوسانات بازار مالی با عدم‌اطمینان سیاست-های اقتصادی بررسی شد. نتایج بدست آمده بیانگر این بود که عدم‌اطمینان سیاست‌های اقتصاد جهانی تاثیر منفی بر نوسانات و حجم معاملات بازار مالی داشته است. هم‌چنین نتایج بدست آمده نشان داد که بازدهی بازارهای مالی تحت تاثیر این عدم‌اطمینان قرار داشته است.

چن و همکاران[2] (۲۰۲۱) ارتباط بین بازدهی بازار مالی و عدم‌اطمینان سیاست‌های اقتصادی در کشور چین را در دوره بحران کووید ۱۹ مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه از اطلاعات آماری بازه زمانی ۳۱ دسامبر ۲۰۱۹ الی ۲۰ می ۲۰۲۰ استفاده شد. نتایج بدست آمده از برآورد مدل OLS و GLS بیان‌گر وجود یک رابطه مثبت و معنی‌داری بین بازدهی بازار مالی و عدم‌اطمینان سیاست‌های اقتصادی در کشور چین بوده است.

1 . Huynh et al (2021)
2 . Chen et al (2021)

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07 ]

پنگ و همکاران (۲۰۱۸) به بررسی عدم تقارن بین نااطمینانی سیاست اقتصادی و بازدهی بازار مالی در کشورهای گروه ۷ و بریکس پرداختند. در این مطالعه از مدل رگرسیون کوانتایل در بازه زمانی ۲۰۰۰-۲۰۱۶ استفاده شد. نتایج بدست آمده بیانگر این بود که رابطه منفی بین نااطمینانی سیاست اقتصادی و بازدهی بازار مالی وجود داشته است و با افزایش در شاخص نااطمینانی اقتصادی شدت اثر گذاری این متغیر بر بازدهی بازار مالی بیشتر شده است.

باکاس و تریانتافیو (۲۰۱۸) به بررسی اثر شوک نااطمینانی بر نوسانات قیمت کالاها پرداختند. در این مطالعه از دو رویکرد معیار قابل مشاهده و غیرقابل مشاهده برای نااطمینانی و روش خودرگرسیون برداری (VAR) در بازه زمانی ۲۰۰۹-۲۰۱۷ استفاده شد. نتایج بدست آمده بیانگر این بود که شوک نااطمینانی اقتصادی اثرات ماندگار و بلندمدتی بر قیمت کالاها داشته است.

رحیمی فر و همکاران (۱۴۰۱) به بررسی اثر نااطمینانی سیاست پولی بر نااطمینانی بازار سهام پرداختند. در این پژوهش شوک های مثبت و منفی نااطمینانی در سیاست های پولی با استفاده از از رویکرد NARDL، محاسبه شده است. همچنین، با استفاده از معادلات دیفرانسیل تصادفی (SDE)، شاخص نااطمینانی در بازار سهام تهران برآورد شده است. جهت برآورد مدل های تحقیق از داده‌های سالانه اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۶۸ استفاده شده است. نتایج مدل خطی ARDL نشان می دهد که در بلندمدت نااطمینانی سیاست‌های پولی باعث تشدید نااطمینانی در بازار سهام می گردد. در طرف دیگر در مدل غیرخطی ARDL نتایج نشان داد که شوک‌های نااطمینانی سیاست‌های پولی در وهله اول اثری نامتقارن بر نااطمینانی بازار سهام ندارند و در وهله دوم، شوک های منفی اثری مثبت بر نااطمینانی بازار سهام در بلندمدت دارد. دیگر نتایج نشان داد که اندازه دولت و رشد اقتصادی نقشی در نااطمینانی بازار سهام ندارند.

ارباب و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی تاثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر بازدهی شرکت‌های پتروشیمی در شرایط متفاوت بازار پرداختند. در این مطالعه عوامل ایجاد کننده بی‌ثباتی اقتصادی که منجر به تغییر بازدهی شرکت‌های پتروشیمی در وضعیت‌های متفاوت بازار با توجه به سطوح مختلف سرمایه آن‌ها می‌شود، مورد بررسی قرار گرفت. در این خصوص از داده‌های فصلی مخارج جاری دولت، درآمدهای عمومی دولت، حجم نقدینگی، تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز به عنوان متغیرهای سیاستی برای سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۸۴ استفاده شده است. نظر به نوع سری زمانی در دسترس و قابلیت‌های مدنظر، مدل ARIMA-GARCH به منظور ایجاد یک شاخص جهت نمایش نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی مورد استفاده قرار گرفت. نتیجه حاصل در تخمین مدل رگرسیون کوانتایل، به همراه سایر عوامل تأثیر گذار بر بازدهی شرکت‌ها، شامل قیمت سبد نفت اوپک و نرخ بازده حقیقی و نرخ بازاری ارز مورد استفاده قرار گرفت. براساس نتایج، هرگونه

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07 ]

نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی در بازار نزولی، اثر منفی بیشتری را بر بازدهی شرکت‌های پتروشیمی با سرمایه کمتر می‌گذارد. شدت این اثر با صعودی شدن بازار سرمایه کاهش می‌یابد. همچنین شرکت‌هایی که سرمایه بیشتری دارند کمترین تأثیر را از نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی خواهند داشت.

آشنا و لعل خضری (۱۳۹۹) به بررسی همبستگی پویای شاخص عدم‌اطمینان سیاست اقتصادی جهانی با نوسان بازارهای سهام، ارز و سکه در ایران پرداختند. از این رو، با استفاده از داده‌های ماهانه شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران، قیمت سکه طلا و نرخ ارز برای دوره زمانی فروردین ۱۳۸۱ تا اسفند ۱۳۹۸، همبستگی متغیرهای ذکر شده در ایران با شاخص عدم‌اطمینان سیاست اقتصادی جهانی بوسیله الگوی همبستگی شرطی پویای گارچ (DCC-GARCH) بررسی شد. نتایج پژوهش نشان داد که نوسانات سیاست اقتصادی جهانی اثر معنی‌دار بر نوسانات بازار سهام، سکه طلا و ارز دارد. این شاخص به طور کلی اثر مثبت بر نوسان قیمت سکه طلا دارد (به جز دوره ۱۳۸۳-۱۳۸۶)، و بر نوسان بازار سهام و ارز نیز اثر متفاوت دارد.

امیری و پیرداده بیرانوند (۱۳۹۸) به بررسی عدم‌اطمینان سیاست‌های اقتصادی و بازار سهام ایران با تکیه بر رویکرد تغییر رژیمی مارکف پرداختند. در این در این مطالعه از اطلاعات طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۶۰ استفاده شده است. در این مطالعه از متغیرهای نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم، نرخ بیکاری، نرخ سود حقیقی، عدم‌اطمینان سیاست‌های اقتصادی و نرخ رشد نقدینگی به عنوان متغیرهای مستقل استفاده شد. یافته‌های این مطالعه نشان داد که عدم‌اطمینان در سیاست‌های اقتصادی موجب کاهش بازده بازار سهام می‌شود. هم‌چنین ارتباط بین بازده بازار سهام و عدم-اطمینان سیاست‌های اقتصادی غیرخطی و اثر عدم‌اطمینان بر بازده سهام در رژیم با نوسانات بالا قوی‌تر و پایدارتر است.

یاوری و همکاران (۱۳۹۵) به برآورد عدم‌اطمینان نسبت به سیاست‌های پولی و آثار اقتصادی آن پرداختند. برای این منظور، با استفاده از داده‌های فصلی مربوط به سال‌های ۹۰-۱۳۷۲ آثار عدم‌اطمینان در سیاست‌های پولی بر نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم و نرخ بیکاری در ایران مورد بررسی قرار گرفت‌گیرد. نتایج حاصل از تحقیق نشان داد که افزایش عدم‌اطمینان در سیاست‌های پولی، افزایش نوسانات در این متغیرهای اقتصادی را به دنبال خواهد داشت.

جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۹۴) تاثیر عدم‌اطمینان متغیرهای اقتصاد کلان(نرخ ارز، تورم و نرخ رشد) بر واردات کشورهای منتخب در حال توسعه را مورد ارزیابی قرار دادند. در این مطالعه نوسانات نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ رشد به عنوان شاخص‌های عدم‌اطمینان در اقتصاد کلان در نظر گرفته شده است. عدم‌اطمینان در اقتصاد کلان سبب به وجود آمدن فضایی نامطمئن در بازار و

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07 ]

درنتیجه ایجاد تغییراتی در حجم واردات می‌شود. در این مطالعه از الگوی داده‌های پنلی در سال های ۲۰۰۹-۱۹۸۰ و الگوی خودهمبسته واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته (GARHC) برای اندازه‌گیری عدم‌اطمینان استفاده شده و سپس تاثیر عدم‌اطمینان در اقتصاد کلان بر واردات کشورهای منتخب در حال توسعه بررسی شد. نتایج برآورد الگوها، نشان داد که عدم‌اطمینان اقتصاد بر میزان واردات موثر است.

نوآوری مطالعه حاضر در این موضوع است که ابتدا با استفاده از مدل MGARCH به برآورد شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر اساس رویکرد بیکر و همکاران (۲۰۱۶) پرداخته شده سپس با استفاده از یک مدل ضرایب متغیر- زمان و خودرگرسیون برداری عامل افزوده (TVP-FAVAR) به مدلسازی رابطه بین نااطمینانی سیاست اقتصادی و عملکرد بازار سرمایه و بازار کالا (فلزات اساسی و نفت) پرداخته می‌شود. استفاده از این رویکرد منجر به لحاظ کردن عامل پنهان و جزء غیرقابل مشاهده در مدلسازی ارتباط بین متغیرها شده که نتایج واقع بینانه‌تری را نسبت به سایر مدل‌ها ارائه خواهد داد.

## ۲. روش شناسی تحقیق

روش انجام این پژوهش توصیفی و مبتنی بر اسناد کتابخانه‌ای است که با آزمون های آماری دنبال خواهد شد. در این تحقیق، ابتدا به منظور مرور ادبیات از اسناد و مدارک موجود شامل مقالات، کتب علمی و داده‌های آماری رسمی منتشر شده به شیوه کتابخانه ای استفاده می‌شود. در مرحله بعد، جهت استنباط و پاسخ به سئوالات تحقیق، اطلاعات آماری مورد نظر از اسناد منتشره توسط دستگاه‌های تولید کننده آمار و اطلاعات، جمع آوری و پردازش می‌شوند. در نهایت به منظور کمی سازی و طراحی یک مدل اقتصادی و مالی درخصوص ارتباط بین نااطمینانی سیاست اقتصادی با نوسانات بازار مالی و کالا که از مدل‌های اقتصادسنجی شناخته شده در این موضوع و نیز مدل‌های اصلاح شده به منظور سازگار شدن با شرایط مدل انتخابی است استفاده خواهد شد. نرم افزار مورد استفاده در این تحقیق متلب است.

در این مطالعه اثر نااطمینانی سیاست اقتصادی بر نوسانات بازدهی بازار مالی و کالا با استفاده از متغیرهای بیان شده در قالب مدل خودرگرسیون برداری عامل تعمیم یافته‌پارامتر متغیر زمانی[1] (TVP-FAVAR) بر اساس بسط مدل کوپ و کروبلیس[2](۲۰۱۳) و روش الگوی بیزینی[3] بررسی

1 Factor-Augmented Time-Varying Parameter VAR
2 Croop and Korobilis
3 Bayesian Model

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07 ]

شده و به بررسی توابع واکنش آنی و اثر شوک نااطمینانی سیاست اقتصادی در نرم افزار متلب پرداخته شده است.

در مدل‌های خودرگرسیون برداری که تمامی متغیرها درونزا در نظر گرفته می‌شود می‌توان با وارد کردن عوامل موثر بر روابط متغیرهای وابسته در دوره‌های زمانی مختلف و تبدیل آن به مدل-های خودرگرسیون برداری عامل تعمیم یافته FAVAR ابزاری قوی برای تحلیل‌های اقتصادی به دست آورد. در مدل‌های پارامتر متغییر در طول زمان (TVP) و مدل‌های مونت کارلو زنجیره مارکوف (MCMC) ضرایب تخمین می‌توانند در طول زمان تغییر کنند. این در حالی است که مدل‌های خطی و متداول اقتصاد کلان به علت تغییرات شرایط، تغییرات سیکلی و شکست‌های ساختاری توانایی کافی برای تخمین پارامترهای مدل را ندارند (استوک و واتسون[1]، ۲۰۰۸).

با فرض اینکه $x_t$ یک بردار $n \times 1$ از متغیرها برای تخمین متغیرهای غیرقابل مشاهده موجود در مدل باشد و $y_t$ یک بردار $m \times 1$ از متغیرهای کلان قابل مشاهده در مدل باشد ساختار عمومی مدل TVP-FAVAR به صورت رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$x_t = \lambda_t^y y_t + \lambda_t^f f_t + u_t \quad (۱)$$

$$\begin{bmatrix} y_t \\ f_t \end{bmatrix} = c_t + B_{t,1} \begin{bmatrix} y_t \\ f_t \end{bmatrix} + \cdots + B_{t,p} \begin{bmatrix} y_{t-p} \\ f_{t-p} \end{bmatrix} + \varepsilon_t \quad (۲)$$

در رابطه فوق $\lambda_t^y$ ضرایب رگرسیون، $\lambda_t^f$ ضریب متغیر فاکتور و $f_t$ متغیر فاکتور است. $(B_{t,1}, \dots, B_{t,p})$ ضرایب VAR است. $u_t$ جز خطا با توزیع نرمال و میانگین صفر و کوواریانس $Q_t$ و $\varepsilon_t$ جز خطا با توزیع نرمال میانگین صفر و کوواریانس $V_t$ است. ضرایب $\lambda_t = ((\lambda_t^y), (\lambda_t^f))$ و ضرایب مدل VAR بر اساس گام تصادفی تعریف می‌شوند:

$$\lambda_t = \lambda_{t-1} + v_t \quad (۳)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \eta_t \quad (۴)$$

که در آن $v_t$ جز خطا با توزیع نرمال و میانگین صفر و کوواریانس $W_t$ و $\eta_t$ جز خطا با توزیع نرمال میانگین صفر و کوواریانس $R_t$ است. با خلاصه نویسی معادلات (۱) تا (۴) داریم:

$$\begin{aligned} x_t &= z_t \lambda_t + u_t & u_t &\sim N(0, Q_t) \\ z_t &= z_{t-1} \beta_t + \varepsilon_t & \varepsilon_t &\sim N(0, V_t) \\ \lambda_t &= \lambda_{t-1} + v_t & v_t &\sim N(0, W_t) \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \eta_t & \eta_t &\sim N(0, R_t) \end{aligned}$$

به طوری که $z_t = \begin{bmatrix} y_t \\ f_t \end{bmatrix}$ تعریف می‌شود. تمامی جملات خطا با یکدیگر در طول زمان ناهمبسته هستند بنابراین ساختاری به صورت زیر دارند:

[1] Stock and Watson

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07 ]

$$\begin{pmatrix} u_t \\ \varepsilon_t \\ v_t \\ \eta_t \end{pmatrix} \backsim N\left(0, \begin{bmatrix} Q_t & 0 & 0 & 0 \\ 0 & V_t & 0 & 0 \\ 0 & 0 & W_t & 0 \\ 0 & 0 & 0 & R_t \end{bmatrix}\right)$$

معادلات ۱ تا ۴ ارائه دهنده مدل TVP-FAVAR است. برآورد مدل با استفاده از رویکرد بیزی و با روش‌های مونت کارلو زنجیره مارکوف صورت می‌گیرد. هنگامی که ضرایب معادله (۱) ($\lambda_t$) در همه دوره‌های زمانی ثابت و برابر با $\lambda_0$ ($W_t = 0$)باشد مدل پارامتر متغیر زمانی عامل افزوده شده VAR حاصل می‌شود.

از آنجا که تخمین بیزی مدل TVP-FAVAR با استفاده از روش‌های مونت کارلو زنجیره مارکوف انجام می‌شود، چنین روش‌هایی حتی اگر یک مدل TVP-FAVAR منفرد باشد از لحاظ محاسباتی سنگین است. الگوریتم حل معادلات این تحقیق بر اساس بسط الگوریتم مطالعه دوز و همکاران[1](۲۰۱۱)، شامل دو مرحله اصلی است و برای زمان های $t = 1, \dots, T$ تکرار می‌شود. در مرحله یک مشروط به مقادیر تخمینی فاکتور $\widetilde{f_t}$در طول زمان، مقادیر پارامترها را در مدل TVP-FAVAR تخمین می‌زند و در مرحله دوم مشروط به ضرایب تخمینی TVP-FAVAR در مرحله یک، از فیلتر کالمن به منظور تخمین $f_t$ استفاده می‌کند. این دو مرحله تا زمانی که توزیع های نمونه گیری تجربی پارامترها همگرا شوند ادامه پیدا می‌کند.

## ۳. برآورد مدل تجربی

در این بخش به برآورد مدل تجربی تحقیق پرداخته شده است. برای این منظور از اطلاعات فصلی بازارهای مالی شامل بازار سرمایه، فلزات اساسی و نفت طی دوره زمانی ۱۴۰۲- ۱۳۷۰ استفاده شده است. بکر و همکاران[2] (۲۰۱۶) برای استخراج شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، با ادغام جنبه‌های چندوجهی از نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، به محاسبه این شاخص پرداختند. در ساخت این شاخص از ترکیب انحراف معیار متغیرهایی همچون سیاست پولی (نقدینگی)، سیاست ارزی (نرخ ارز حقیقی)، سیاست مالی (مالیات و مخارج دولت) استفاده شد (گودرزی و همکاران، ۱۴۰۱). در ادامه به بررسی آمار توصیفی متغیرها پرداخته شده است.

1 Doz et al.
2 Baker & et al

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07 ]

**جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای تحقیق**

| متفیرها / آماره‌ها | میانگین | انحراف معیار | چولگی | کشیدگی | آماره جارک - برا | سطح معنی‌داری |
|---|---|---|---|---|---|---|
| بازدهی فلزات اساسی | ۶/۲۱ | ۱/۰۵ | ۱/۸۶ | ۲/۰۷ | ۱۲/۲۶ | ۰/۰۰۲ |
| بازدهی بازار نفت | ۴/۵۷ | ۰/۹۰ | ۰/۹۲ | ۴/۲۱ | ۱۹/۹۴ | ۰/۰۰۰ |
| بازدهی بازار سرمایه | ۲/۳۳ | ۱/۲۳ | ۰/۶۷ | ۲/۰۳ | ۸/۱۷ | ۰/۰۰۱ |
| نااطمینانی سیاست اقتصادی | ۵/۸۲ | ۱/۳۹ | ۰/۸۴ | ۱/۷۸ | ۱۵/۴۶ | ۰/۰۰۰ |

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج بدست آمده مشاهده گردید که مقدار انحراف معیار تمامی متغیرهای مورد استفاده بالا بوده است که بیانگر نوسانات بالا در مشاهدات است. علاوه بر این با توجه به آماره جارک – برا و سطح معنی‌داری این آزمون مشاهده گردید که تمامی متغیرها دارای توزیع نرمال نیستند.

در ادامه به بررسی ریشه واحد در متغیرهای پژوهش پرداخته شده است. قبل از مدل‌سازی تحقیق برای جلوگیری از انجام رگرسیون‌های کاذب در تحقیق ابتدا مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گرفته است. از آنجایی که اطلاعات آماری مورد استفاده در این مطالعه دارای فراوانی فصلی هستند از آزمون[۱] HEGY برای بررسی ریشه واحد بین متغیرها استفاده گردید. جدول (۲) بیانگر آزمون ریشه واحد فصلی انجام شده در مورد متغیرهای تحقیق بوده است. برای انجام آزمون ریشه واحد فصلی از نرم افزار Eviews استفاده شده است.

**جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد فصلی متغیرهای تحقیق**

| فراوانی آزمون / متغیرها | O | $\pi$ | $\frac{\pi}{2}$ | $\frac{2\pi}{3}$ | $\frac{\pi}{3}$ | $\frac{5\pi}{6}$ | $\frac{\pi}{6}$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | $P_{11}$ | $P_{12}$ | $P_{13}$ | $P_{14}$ | $F_{34}$ | $F_{234}$ | $F_{1234}$ |
| شاخص فلزات اساسی (مس) | ۳۲/۶۵ | -۲/۰۶ | -۲/۲۰ | -۲/۳۴ | ۴/۳۵ | ۴/۴۳ | ۴/۸۹ |
| شاخص بازار نفت | -۱/۱۴ | -۱/۳۹ | -۱/۲۷ | -۰/۹۶ | ۱/۶۱ | ۱/۲۲ | ۲/۴۹ |

[۱] Hylleberg, Engle, Granger and Yoo [HEGY] (1990)

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07 ]

| | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| شاخص بازار سرمایه | -۲/۲۳ | -۲/۷۶ | -۲/۵۲ | -۱/۵۳ | ۳/۶۸ | ۴/۴۴ | ۴/۱۲ |
| شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی | -۲/۱۶ | -۲/۴۳ | -۲/۱۹ | -۱/۶۶ | ۲/۱۰ | ۲/۳۸ | ۲/۹۸ |
| مقادیر بحرانی سطح ۵٪ | -۳/۶۵ | | | $F_{k,k+1} =$ ۵/۷۰ | | | |

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج بدست آمده مطابق جدول شماره ۱ می‌توان بیان کرد که تمامی متغیرهای تحقیق بدلیل اینکه مقدار آماره $P_{11}$ از مقدار بحرانی کمتر بوده است، دارای ریشه واحد بوده و در سطح دارای ریشه واحد هستند. از آنجایی که متغیرها انباشته از یک مرتبه هستند این امر منجر به قابلیت آزمون هم انباشتگی فصلی با نوسانات متفاوت می‌شود. نتایج حاصل از هم انباشتگی فصلی در جدول (۳) آمده است.

**جدول ۳. نتایج حاصل از آزمون هم انباشتگی فصلی**

| Regressand | Regressors | $t_\varphi$ | $t_{\lambda_1}$ | $t_{\lambda_2}$ | $F: \lambda_1 \cap \lambda_2$ | LM(4) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| $Z_1(y_t)$ | $Z_1(x_t)$ | -۳/۹۲ | -۳/۲۶ | - | - | ۱۱/۱۸ |
| | $Z_1(x_t)$ | -۴/۲۳ | - | -۳,۱۱ | ۳/۵۸ | ۱۰/۸۷ |

منبع: محاسبات تحقیق

مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد عبارت از $t_\varphi = -3.25. t_{\lambda_1} = -3.34.\ t_{\lambda_2} = -2.17\ F: \lambda_1 \cap \lambda_2 = 6.67$ است. فرض صفر مربوط به وجود ریشه واحد رد شده و از طرفی وجود رابطه هم انباشتگی بین متغیرها تائید می‌گردد. در ادامه جهت تشخیص مناسب بودن داده ها برای انجام تحلیل عاملی، از آزمون KMO استفاده شده است. نتایج در این مورد در جدول (۴) ارائه شده است.

**جدول ۴. نتایج مربوط به آزمون KMO و آزمون بارتلت**

| | | |
|---|---|---|
| اندازه گیری کفایت نمونه کیسرمایر | | ۰/۵۱۲ |
| آزمون کرویت بارتلت | آماره کای دو | ۸۷/۶۵ |
| | سطح معنی داری | ۰/۰۰۰ |

منبع: محاسبات تحقیق

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07 ]

با توجه به اینکه آماره مورد نظر در مورد آزمون KMO بیشتر از ۰/۵ است، پس می‌توان به این نتیجه دست یافت که متغیرها برای تحلیل عاملی مناسب هستند. همچنین با توجه به آماره بدست آمده از آزمون بارتلت، فرضیه صفر آن، مبنی بر اینکه متغیرها مستقل هستند رد شده و لذا فرض مخالف تائید می‌شود یعنی بین متغیرها همبستگی معنی‌داری وجود دارد و متغیرها برای تحلیل عاملی مناسب هستند. استخراج عامل‌ها تنها بر اساس چرخه‌های معکوس قابلیت شناسایی دارند. هر چرخه‌ای از عامل‌ها دارای نتایج مشابهی از تابع درستنمایی برای عامل‌ها از میان مدل‌های مختلف است که برای این منظور با استفاده از اعمال قیدها و محدودیت‌هایی در مدل قابلیت شناسایی دارند. به منظور اعمال قیدهای مورد نیاز در مدل از روش معرفی شده توسط بووین و الیاز (۲۰۰۵) استفاده شده است. بنابراین فرم تبعی مدل مورد استفاده برای استخراج عامل‌ها به صورت زیر است:

$$f_t^* = Af_t^c - Bf_t^y$$

که در آن A و B غیرمنفرد هستند. قیدهای مدل تنها بر بخش قابل مشاهده اعمال می‌شود. در گام دوم با استخراج عامل‌های مدل پویایی‌های مدل به صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$X_t^c = \lambda^c A^{-1} f_t^* + (\lambda^y + \lambda^c A^{-1} B) f_t^y + e_t$$

که در آن $\lambda^c$ و $\lambda^y$ بیانگر عامل‌ها است که در راستای دستیابی به نتایج یکّه شرط $\lambda^c A^{-1} = \lambda^c$ برقرار است و $\lambda^y + \lambda^c A^{-1} B = \lambda^y$ است. بای و انجی (۲۰۰۲) معیارهایی برای تعیین تعداد عامل‌ها ارائه دادند. هر چند این معیار لزوماً پاسخی برای این پرسش که چه تعداد عامل بایستی در الگوی VAR وارد شوند، ارائه نمی‌دهند. برای این منظور ما حساسیت نتایج به تعداد عامل‌های مختلف را مورد بررسی قرار خواهیم داد.

$$IC(k) = ln\left(V\left(k, \hat{F}^k\right)\right) + kg(N,T)$$

$$n\left(V\left(k, \hat{F}^k\right)\right) = min \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \left(X_{it} - \lambda_i^k F_t^k\right)^2$$

بطوریکه در معادلات فوق N، T و k به ترتیب تعداد متغیرها، تعداد مشاهدات و تعداد عامل‌ها است. $V\left(k, \hat{F}^k\right)$ متوسط مجموع مجذورات خطا در حالتی که k عامل تخمین زده شود. بنابراین همانند معیارهایی که بیشتر در تحلیل‌های سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد، با این تفاوت مهم که جمله جریمه g(N, T) در اینجا به N و T بستگی دارد. تعداد عامل‌ها (k) با استفاده از یکی از شش معیار معرفی شده توسط بای و انجی انتخاب می‌شود. همه معیارها به صورت مجانبی می‌ارزند اما خواص نمونه کوچک آنها به دلیل تصریح‌های مختلف جزء جریمه متفاوتند. دو معیاری

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07 ]

که بطور وسیع مورد استفاده قرار می‌گیرد و بهترین معیارها بر حسب عملکرد در شبیه‌سازی‌ها است که به صورت زیر است:

$$IC_{p1}(k) = ln\left(V\left(k, \hat{F}^k\right)\right) + k\left(\frac{N+T}{NT}\right) ln\left(\frac{NT}{N+T}\right)$$

$$IC_{p2}(k) = ln\left(V\left(k, \hat{F}^k\right)\right) + k\left(\frac{N+T}{NT}\right) ln(C_{NT}^2)$$

که در خصوص تعیین تعداد عامل‌ها و متغیرهای حاضر در مدل بر اساس معیار ذکر شده توسط بای و انجی (۲۰۰۲) استفاده شده است که دلیل ان امر این است که استفاده از تعداد عامل‌های بیشتر در مدل هیچگونه تغییر حساسیتی در نتایج ایجاد نمی‌کرد که نتایج آن در جدول زیر نشان داده شده است. جدول (۵) مقدار ویژه واریانس متناظر با ۳ عامل را نشان می‌دهد. همانطور که مشاهده می‌شود و انتظار می‌رفت، عامل نخست بیشترین سهم را در خصوص توضیح دهندگی عوامل دارد با سهم واریانسی در حدود ۳۴ درصد.

**جدول ۵. نتایج مربوط به قدرت توضیح دهندگی ۳ عامل نخست**

| مولفه | مقادیر ویژه | درصد واریانس |
|---|---|---|
| ۱ | ۱۲/۲۳ | ۳۴/۲۱ |
| ۲ | ۹/۲۶ | ۳۲/۹۲ |
| ۳ | ۸/۴۷ | ۳۲/۸۷ |

منبع: محاسبات تحقیق

بای و انجی (۲۰۰۲) معیارهایی را جهت تعیین تعداد عامل‌ها از متغیرهای X پیشنهاد داده اند. در ادامه با استفاده از آماره بای و انجی تعداد عامل‌های مدل بررسی شده است.

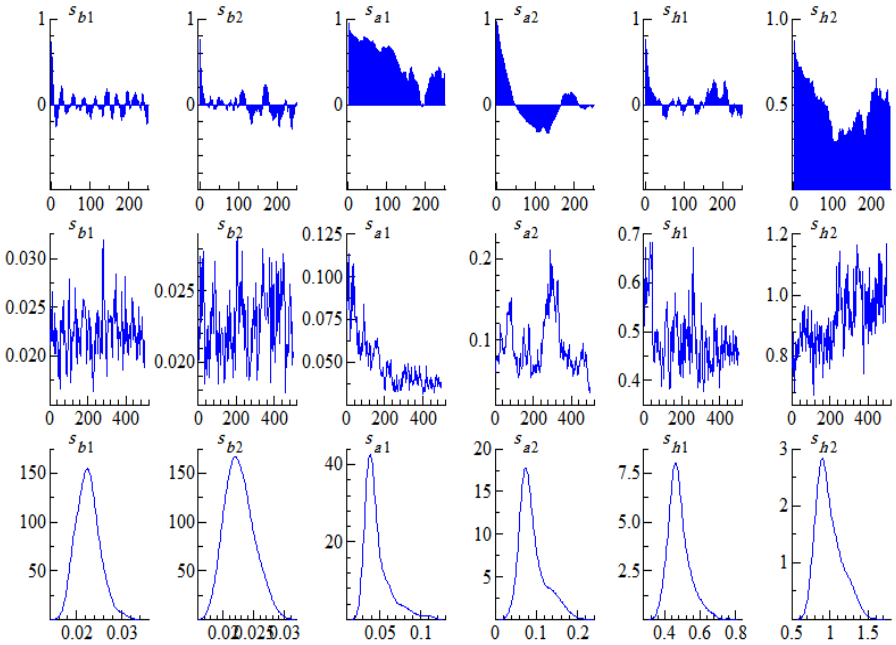
**جدول ۶. آماره بای – انجی**

| انواع مدل | $IC_{p1}$ | $IC_{p2}$ |
|---|---|---|
| مدل ۱ | ۳ | ۲ |
| مدل ۲ | ۳ | ۳ |
| مدل ۳ | ۳ | ۲ |

منبع: محاسبات تحقیق

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07 ]

بر اساس نتایج بست آمده تعداد ۳ عامل جهت برآورد مدل TVP-FAVAR برای تخمین مدل انتخاب شده است. در ادامه فرض شده است که پارامترهای مدل از یک فرآیند گام تصادفی تبعیت می‌کنند. همچنین باید یادآور شد که برای این تخمین، مقدار وقفه بهینه را یک (با توجه به معیار حنان کوئین) و پیشین‌های با توجه به توزیع گاما با میانگین ۴ و واریانس ۰٫۰۲ برای عناصر قطر ماتریس کوواریانس و وضعیت اولیه پارامترهای متغیر در طول زمان در نظر گرفته شده است. چرا که توزیع گاما می‌تواند یک میانگین ثابت و واریانس صفر تا بی‌نهایت داشته باشد. برای محاسبه تخمین توزیع پسین‌ها، M=10000 نمونه رسم شده است.




**نمودار ۱. خودهمبستگی (ردیف اول)، مسیر نمونه‌برداری(ردیف دوم)، چگالی پسین (ردیف سوم)**

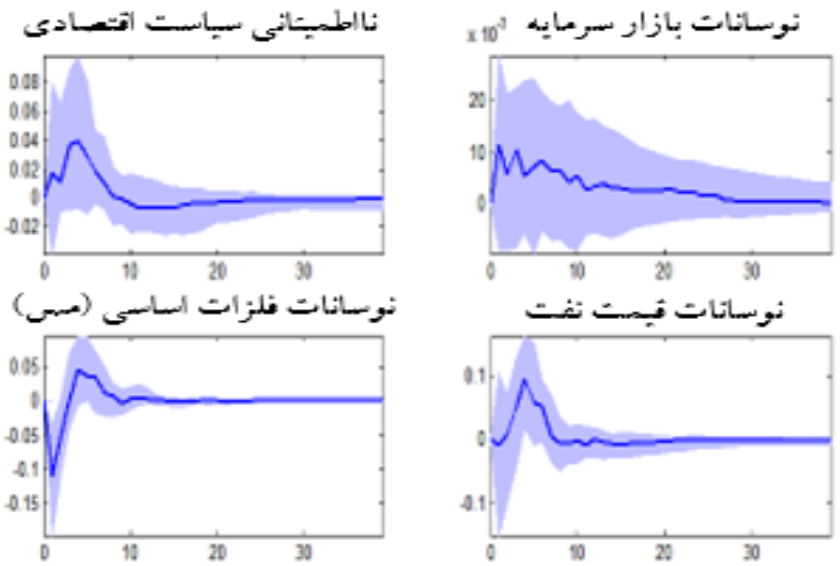
منبع: محاسبات تحقیق

در این مطالعه برای برآورد پارامترها و توزیع آنها از رویکرد گیبز بر اساس برآوردهای بیزین، استفاده شده است. نمودارهای ردیف اول بیانگر خودهمبستگی واریانس جملات اخلال بوده است که برای دو پارامتر به صورت انتخابی لحاظ شده است. نمودارهای ردیف دوم بیانگر مسیر

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07 ]

نمونه‌برداری از پارامترهای انتخابی بوده است، بطوریکه هر یک دارای چگالی پسینی هستند که به صورت نمودارهای ردیف آخر نمایش داده شده‌اند. برآورد صورت گرفته بیانگر متغیر در طول زمان بودن پارامترهای مدل است.

در ادامه به برآورد تاثیر شوک نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر نوسانات بازار سرمایه، فلزات اساسی (مس) و نفت پرداخته شده است. برای این منظور با استفاده از نمودارهای کنش و واکنش این اثرگذاری مورد بررسی قرار گرفته است.




**نمودار ۲. واکنش متغیرهای تحقیق به شوک وارد شده از ناحیه نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی**

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به وضعیت متغیرهای اقتصادی و سیاسی در کشور، نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی به نگرانی بزرگی برای اقتصاددانان و سیاست‌گذاران تبدیل شده است، به‌خصوص اثرات اقتصادی آن از زمان بحران اقتصادی مورد توجه قرار گرفته است. در سال‌های اخیر، رویدادهای متعددی رخ داده که دولت‌ها را به تغییر سیاست‌های مالی، اقتصادی و نظارتی مجبور کرده است. این اصلاحات اقتصادی، مالی و تعدیل‌های ساختاری در سیستم اقتصادی، به نااطمینانی

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07 ]

جهت‌گیری دولت‌ها در آینده منجر شده و بر محیط اقتصادی و بازارهای مالی تأثیر منفی گذاشته است. نااطمینانی سیاست اقتصادی نه‌تنها بر اقتصاد کلان، بلکه بر جنبه‌های خرد در سطح بازارهای مالی و بر بازارهای کامودیتی و رفتار شرکت‌ها تأثیر می‌گذارد. هنگامی‌که نااطمینانی سیاست اقتصادی افزایش یابد، می‌تواند به نوسانات و ابهام اطلاعات خارجی منجر شود. نااطمینانی در بازارهای مالی و کامودیتی از طریق تغییرات قیمت منجر به کاهش برگشت ناپذیری سرمایه گذاری می شود منجر به تغییر در تولید ملی و نهایتاً کاهش رشد اقتصادی از طریق به تعویق انداختن تصمیمات سرمایه گذاری می گردد.

در مدل برآورد شده مشاهده گردید که در واکنش به شوک وارد شده از ناحیه نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، متغیر نوسانات بازار سرمایه واکنش مثبتی از خود نشان داده است و پس از ۱۰ فصل اثر شوک کاهش یافته و این اثر در بلندمدت از بین رفته است. واکنش متغیر نوسانات قیمت نفت نیز به شوک وارد شده از ناحیه نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی مثبت بوده پس از ۵ دوره به بیشترین مقدار خود رسیده و پس از ۱۰ دوره اثر شوک از بین رفته است. متغیر نوسانات فلزات اساسی واکنش مثبتی به شوک وارد شده از ناحیه نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی از خود نشان داده است. در خصوص واکنش قیمت بازار کالا از قبیل فلزات اساسی و نفت باید اشاره کرد که در تعیین قیمت بازار کالا، عوامل اساسی شامل عوامل مربوط به عرضه و تقاضا و عوامل غیربنیادی از جمله شرایط بازار مالی، سفته بازی و ژئوپلیتیک موثر است. برآورد مدل به نشان می‌دهد که نااطمینانی سیاست اقتصادی بیشترین تأثیر را بر قیمت نفت دارد، همچنین انتظارات قیمت نفت، مانند انتظارات بازار برای هر کالایی، بر قیمت‌ها تأثیر می‌گذارد. انتظارات افزایش قیمت نفت به دلیل افزایش تقاضای احتیاطی نفت منجر به افزایش قیمت نفت خواهد شد. تفسیر اقتصادی نوسانات قیمت کالاها به این صورت بوده که افزایش عدم اطمینان در مورد شرایط کلان اقتصادی به افزایش عدم اطمینان در مورد تقاضا و عرضه کل آینده تبدیل می‌شود و از آنجایی که قیمت کالاها عمدتاً ناشی از شرایط عرضه و تقاضای کل است، نوسانات آنها به دلیل این شرایط منجر به افزایش نااطمینانی در بازار می‌گردد. آنچه برای سرمایه گذاران کالایی مهم است، نوسانات کلان اقتصادی و بازار سهام نیست، بلکه میزان غیرقابل پیش بینی بودن این نوع نوسانات است.

## ۴. نتیجه گیری

هدف مطالعه حاضر بررسی مدلسازی نقش نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر عملکرد بازارهای سرمایه و کالا بوده است. برای بررسی این موضوع از مدل خودرگرسیون برداری پارامتر متغیر زمانی عامل تعمیم‌یافته (TVP-FAVAR)، و اطلاعات ماهانه بازار سرمایه، فلزات اساسی (مس) و نفت

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07 ]

طی دوره زمانی ۱۴۰۲- ۱۳۷۰ استفاده شده است. نااطمینانی اقتصادی، یک شوک برونزای وارد بر نوسان برخی از پایه‌های اقتصادی است که نتیجه آن کاهش رشد حقیقی اقتصاد است. شوک وارد به فرآیندهای برونزا یک عامل مهم در ایجاد نوسان‌های اقتصادی است. بر این مبنا می‌توان نشان داد که شوک وارد شده به فرآیند برونزای بهره‌وری مهمترین عامل ایجاد ادوار تجاری در کشورهای در حال گذار است. متغیرهای اقتصادی از عامل ریسک و نااطمینانی وآثار متقابل آن‌ها اثر می‌پذیرند. سیاست‌گذاران اقتصادی باتوجه به میزان نااطمینانی و ریسک موجود در اقتصاد، سیاست‌های خود را به منظور بازگرداندن ثبات به اقتصاد، تعدیل می‌نمایند. از این زاویه،وابستگی شدیدی بین شاخص‌های دارای نوسان بویژه در حوزه متغیرهای کلان اقتصادی وجود دارد. وجود نااطمینانی و ریسک به خصوص از طریق بازارهای مالی بر یکدیگر اثر گذاشته و منجر به افزایش در نوسانات بازارهای مالی می‌گردد.

نتایج این مطالعه نشان داد که اثر شوک ناشی از نااطمینانی سیاست اقتصادی منجر به افزایش در نوسانات بازار سرمایه و همچنین افزایش در نوسانات قیمت فلزات اساسی و قیمت نفت شده است. نتایج بدست آمده از این مطالعه با نتایج باندسبنک (۲۰۱۴)، تانگ و وانگ (۲۰۱۵)، سان (۲۰۱۸)، ژو و تواری (۲۰۱۹) همخوانی و مطابقت داشته است. با توجه به نتایج بدست آمده از این مطالعه پیشنهاد می‌گردد که به منظور کنترل اثر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر متغیرهای کلان اقتصادی مانند تولید، تورم، اشتغال و سرمایه گذاری در مواجه با مسائل و مشکلات کوتاه مدت اقتصادی سیاست‌های درست را اتخاذ و اعمال کند، که لازمه آن تشخیص درست از وضع موجود، در نظر گرفتن تمام ابعاد اثر گذاری سیاست و همچنین اجرای درست سیاست است. علاوه بر این با توجه به اثرگذاری تکانه نااطمینانی اقتصادی بر متغیرهای کلان اقتصادی توصیه می‌گردد که مقام سیاستی در حوزه پولی و ارزی از اجرای سیاست‌های غافلگیرانه و صلاحدیدی خودداری کرده و بر اساس رویکرد قاعده‌مندی عمل کند.

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07 ]

**منابع**


۱. ارباب، حمیدرضا، آماده، حمید و امینی، امین. (۱۴۰۰). تاثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر بازدهی شرکت‌های پتروشیمی در شرایط متفاوت بازار. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۶(۸۸)، ۲۲۱-۱۹۱.

۲. امامی، مسعود، آل عمران، رویا و اسکندری، سبزه سیما. (۱۴۰۳). بررسی تأثیر طولانی‌مدت نا اطمینانی برینارد و ثبات بانکی بر رشد اقتصادی ایران. *اقتصاد و بانکداری اسلامی*، ۱۳(۴۸)، ۲۰۱-۱۷۵.

۳. امیری، حسین و پیرداده بیرانوند، محبوبه (۱۳۹۸)، نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و بازار سهام ایران با تکیه بر رویکرد تغییر رژیمی مارکف، *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۱۲(۴۴)، ۶۷-۴۹.

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

۵. جعفری صمیمی، احمد، اعظمی، کورش و عزیزیان، جبار (۱۳۹۴)، تاثیر نااطمینانی متغیرهای اقتصاد کلان(نرخ ارز، تورم و نرخ رشد) بر واردات کشورهای منتخب در حال توسعه (شامل ایران)، *فصلنامه اقتصاد مقداری*، ۱۲(۳)، ۲۷-۴۹.

۶. رحیمی فر، فرهاد، حسنوند، داریوش و زاهد غروی، مهدی. (۱۴۰۱). اثر نااطمینانی سیاست پولی بر نااطمینانی بازار سهام. *توسعه و سرمایه*، ۶، ۴۵-۶۷.

۷. گودرزی فراهانی، یزدان، عادلی، امیدعلی و قربانی، عاطفه (۱۳۹۹)، تاثیر نااطمینانی سیاست های اقتصادی بر نوسانات نرخ ارز با استفاده از رویکرد مدل خودهمبسته با وقفه های توزیعی غیرخطی، *مدلسازی اقتصادسنجی*، ۵(۴)، ۱۴۷-۱۷۱.

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

۹. Bakas, D., & Triantafyllou, A. (2018). The impact of uncertainty shocks on the volatility of commodity prices. Journal of International Money and Finance, 87, 96-111.

10. Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. The Quarterly Journal of Economics, 131(4), 1593-1636.

11. Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. Econometrica, 77 (3), 623–685.


[ Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07 ]

12. Chen, T., Lau, C., Cheema, S., & Koo, C. (2021). Economic Policy Uncertainty in China and Financial Market Returns: Evidence from the COVID-19 Period. Front Public Health, 9:651051. doi: 10.3389/fpubh.2021.651051.
13. Cheng, H., & Yen, K. (2020). The relationship between the economic policy uncertainty and the Financial Market. Finance Research Letters, 35(3), 24-36.
14. Del Negro, M., & Otrok, C. (2008). Dynamic factor models with time-varying parameters: Measuring changes in international business cycles. University of Missouri Manuscript.
15. Doz, C., Giannone, D., & Reichlin, L. (2011). A two-step estimator for large approximate dynamic factor models based on Kalman filtering. Journal of Econometrics, 164, 188-205.
16. Huynh, T. L. D., Wang, M., & Vo, V. X. (2021). Economic policy uncertainty and the Bitcoin market: An investigation in the COVID-19 pandemic with transfer entropy. Singapore Economic Review, 23, 1-27.
17. Jurado, K., Ludvigson, S. C., & Ng, S., (2015). Measuring uncertainty. American Economic Review, 105 (3), 1177–1216.
18. Korobilis, D. (2013). Assessing the transmission of monetary policy shocks using time-varying parameter dynamic factor models. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 75, 157-179.
19. Shang, H., Yuan, P., & Huang, L., (2016). Macroeconomic factors and the cross-section of commodity futures returns. Int. Rev. Econ. Finan. 45, 316–332.
20. Van Robays, I. (2016). Macroeconomic uncertainty and oil price volatility. Oxford Bull. Econ. Stat. 78 (5), 671–693.
21. Yin, H., Chang, L., & Wang, SH. (2023). The impact of China's economic uncertainty on commodity and financial markets. Resources Policy, 84, 89-103.

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07 ]

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07 ]