

بررسی تأثیر نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی بر بازدهی صنعت پتروشیمی در بازار سهام ایران

محمد رفیعی کشتیبان^۱

طاهره آخوندزاده یوسفی^۲

محمد سخنور^۳

چکیده

نوسانات بازار سهام ایران، به عنوان یکی از مهم ترین بخش های اقتصادی کشور، همواره تحت تأثیر عوامل مختلفی از جمله نااطمینانی های سیاست های اقتصادی داخلی و خارجی قرار دارد. این نااطمینانی ها در محیط اقتصادی می تواند توانایی سیستم مالی یک کشور را در تخصیص بهینه منابع و پشتیبانی از رشد اقتصادی به میزان قابل توجهی تضعیف نماید. از سوی دیگر، یکی از مهم ترین صنایع موجود در بازار سهام ایران صنعت پتروشیمی است که به عنوان صنعت راهبردی و مادر و منبع تغذیه سایر بخش ها، نقش اساسی را در اقتصاد کشور ایفا می نماید. از این رو، هدف این پژوهش؛ بررسی اثرات نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی به همراه نااطمینانی متغیرهای نرخ ارز، تورم و قیمت نفت بر بازده سهام صنعت پتروشیمی در بازار سهام ایران در دوره های پر بازده و کم بازده این صنعت می باشد. در این راستا از داده های ماهانه بازه زمانی ۱۳۸۸:۱ تا ۱۴۰۲:۱۲ و از رهیافت غیرخطی مارکف سوئیچینگ استفاده شده است. نتایج مطالعه حاکی از آن است که نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی اثرات نامتقارنی بر بازده سهام صنعت پتروشیمی در رژیم های متفاوت کم بازده و پر بازده دارد. همچنین، نااطمینانی های نرخ ارز و قیمت نفت تنها در رژیم پر بازده و نااطمینانی نرخ تورم در رژیم کم بازده، اثرات معناداری بر بازدهی صنعت پتروشیمی در بازار سهام ایران دارند.

واژه های کلیدی: بازده سهام، صنعت پتروشیمی، مدل غیرخطی مارکف سوئیچینگ، نااطمینانی سیاست اقتصادی

جهانی.

طبقه بندی JEL: C58, E44, G15

^۱ دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد ارومیه، دانشگاه آزاد اسلامی، ارومیه، ایران

m.rafiekeshtiban@iau.ac.ir

^۲ گروه اقتصاد، واحد ارومیه، دانشگاه آزاد اسلامی، ارومیه، ایران (نویسنده مسئول)

t.akhoondzadeh@iau.ac.ir

^۳ گروه اقتصاد، واحد ارومیه، دانشگاه آزاد اسلامی، ارومیه، ایران

mohammad.Sokhanvar@iau.ac.ir

۱. مقدمه

یکی از عواملی که در جهت دستیابی به رشد اقتصادی در هر کشوری نقش حیاتی دارد، توسعه مالی آن کشور است. در این راستا، کشورهایی که از بازار سهام توسعه یافته‌تری برخوردار هستند، اقتصاد آن‌ها قدرت و توانایی رشد‌های بیشتری را داشته و سریع‌تر در مسیر رشد اقتصادی قرار می‌گیرند. علاوه بر این، اقتصاد کشورهایی که از الگوی کارآمدی در تخصیص سرمایه به بخش‌های مختلف اقتصاد استفاده می‌کنند، اغلب از پیشرفت مناسب اقتصادی و در نتیجه رفاه اجتماعی بالاتری برخوردار می‌باشند. تخصیص و تجهیز منابع سرمایه‌گذاری به فعالیت‌های اقتصادی از کانال بازارهای مالی انجام می‌گیرد که بازار سهام قسمت اصلی این بازارها می‌باشد. لذا میزان افزایش توجه به بازارهای سرمایه در تمام دنیا در طول دو دهه اخیر و یکپارچگی روزافزون آن‌ها، دولت‌ها را ملزم کرده تا توسعه بازارهای سهام را در اولویت برنامه‌های سیاستی خود قرار دهند (پهلوان و همکاران، ۱۴۰۱).

علاوه بر این، سرمایه‌گذاران با هدف دستیابی به کسب سود بیشتر اقدام به سرمایه‌گذاری می‌کنند. بدین منظور، از جمله پارامترهای مهمی که سرمایه‌گذاران در تصمیم‌گیری خود به آن اولویت قائل می‌شوند، نرخ بازدهی سهام است. میزان بازده سهام، نیروی محرکی در جریان سرمایه‌گذاری است که ایجاد انگیزه می‌کند و پاداشی برای سرمایه‌گذاران محسوب می‌گردد. در حقیقت هر سرمایه‌گذار، نخست باید این احتمال و اطمینان را به دست آورد که اصل سرمایه در مرحله اول بر خواهد گشت و سپس در مرحله بعدی به دنبال بازده مورد انتظارش باشد (سکمن^۱، ۲۰۱۱). از سوی دیگر، بازار دارایی‌های مالی در سال‌های اخیر، با بی‌ثباتی‌ها و نااطمینانی‌های زیادی همراه بوده است. با نگاهی کلی به پارامترهای مالی سری‌های زمانی مشخص می‌شود که اغلب سری‌های زمانی در مقطع یا مقطعی تحت تأثیر رخداد‌های سیاسی، اجتماعی و اقتصادی جهانی یا داخلی مانند بحران‌های مالی، شوک‌های نفتی، جنگ، بی‌ثباتی سیاسی و تغییرات ناگهانی در سیاست‌های ارزی به شدت دچار نوسان و تلاطم شده‌اند. لذا وجود نااطمینانی و تلاطم‌های زیاد، موجبات نگرانی بسیاری از سرمایه‌گذاران و تحلیلگران مالی را فراهم کرده و باعث گردیده که به‌ویژه سرمایه‌گذاران به دنبال ابزارهایی برای کاهش ریسک و بررسی چشم‌انداز آینده از فعالیت‌هایشان باشند (غنی و غنی^۲، ۲۰۲۴). بر این اساس، یکی از شاخص‌های اصلی تصمیم‌گیری در سرمایه‌گذاری، وضعیت نااطمینانی می‌باشد. از بُعد اقتصاد کلان، اینکه سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان،

^۱ Sekmen

^۲ Ghani & Ghani

چگونه در یک شرایط نااطمینانی، تصمیم مناسب و بهینه‌ای اتخاذ می‌کنند، موضوع بسیاری از پژوهش‌ها و تحقیقات بوده است.

در دنیای واقعی، بازارهای مالی پر از نااطمینانی عوامل اقتصادی-سیاسی است که به بروز ریسک و مخاطره در فضای تصمیم‌گیری منجر شده و بر رفتار و تصمیمات سرمایه‌گذاران بسیار مؤثر می‌باشد (حیدرپور و شهابی، ۱۳۹۱). علاوه بر این، نااطمینانی در بازارهای مالی می‌تواند تأثیر قابل‌توجهی بر کل اقتصاد داشته باشد. به‌عنوان مثال وقوع بحران مالی ۲۰۰۸-۲۰۰۹، باعث آشفتگی‌های بسیاری در بازارهای مالی آمریکا و همچنین بازارهای مالی مختلف جهان شد و به‌تبع آن خسارت قابل‌توجهی بر کل اقتصاد دنیا از لحاظ اعتباری وارد کرد. از این‌رو، سرمایه‌گذاران، تحلیل‌گران و سیاست‌گذاران به‌طور معمول، از میزان تلاطم در بازارهای مالی به‌عنوان شاخصی از آسیب‌پذیری بازارهای مالی و کل اقتصاد یاد می‌کنند. به همین دلیل، پیوندهای میان بخش مالی و بخش‌های واقعی اقتصاد در مطالعات مختلف مورد بررسی قرار می‌گیرد (رز و اسپیگل^۱، ۲۰۱۰).

مطالعات متعددی که در قالب بررسی‌های پژوهشی در دنیا صورت گرفته نظیر مطالعات (اندرسون و همکاران^۲، ۲۰۰۹؛ پاستور و وراسی^۳، ۲۰۱۲؛ بروگارد و دتزل^۴، ۲۰۱۵؛ بکیراش و همکاران^۵، ۲۰۱۶؛ چیانگ^۶، ۲۰۱۹؛ بونفیلیولی و همکاران^۷، ۲۰۲۲؛ یانگ و همکاران^۸، ۲۰۲۳؛ غنی و غنی^۹، ۲۰۲۴؛ وانگ و همکاران^۹، ۲۰۲۴)، حاکی از آن هستند که نااطمینانی بر بازارهای مالی به‌ویژه بازار سهام تأثیر زیادی دارد و علاوه بر آن می‌توان با استفاده از بررسی میزان نااطمینانی‌ها در بازارهای مالی، رفتار بازار سهام را پیش‌بینی نمود. چرا که پیش‌بینی پذیری بازده سهام و عوامل مؤثر بر آن، اهمیت زیادی برای سیاست‌گذاران، محققین و سرمایه‌گذاران دارد. در این راستا، در بُعد کلان، این موضوع می‌تواند با ارائه نشانه‌هایی، سیاست‌گذاران را در پیش‌بینی بازارهای مالی و بررسی کارایی و عملکرد بازار یاری نماید. در سطح خرد نیز، با پیش‌بینی بهتر بازده و نااطمینانی‌های آینده دارایی‌ها، سرمایه‌گذاران می‌توانند سرمایه خود را از طریق انتخاب یک سبد دارایی مناسب افزایش داده یا اینکه میزان ریسک خود را کاهش دهند.

علاوه بر این، همواره در بازار سهام صنایعی وجود دارند که نسبت به وضعیت اقتصادی و جغرافیایی و توانمندی هر کشور، از اهمیت و پتانسیل بالایی برخوردار می‌باشند. در بازار سهام ایران نیز برخی از صنایع از جهات مختلف

¹ Rose & Spiegel

² Anderson et al.

³ Pástor & Veronesi

⁴ Brogaard & Detzel

⁵ Bekiros et al.

⁶ Chiang

⁷ Bonfiglioli et al.

⁸ Yang et al.

⁹ Wang et al.

از اهمیت و تأثیرگذاری بیشتری نسبت به بقیه صنایع برای کشور برخوردار می‌باشد. یکی از مهم‌ترین این صنایع، صنعت محصولات و فرآورده‌های پتروشیمی است. محصولات پتروشیمی از جمله کالاهایی هستند که صادرات آن در پی سرمایه‌گذاری‌های قابل ملاحظه دولت، میزان قابل توجهی در سبد صادراتی کشور دارد. واحدهای تولیدکننده پتروشیمی به دلیل دسترسی آسان و وفور عوامل تولیدی و تکنولوژی وارداتی در دسترس و نیز اظهار علاقه سرمایه‌گذاران خارجی به سرمایه‌گذاری در آن از سوددهی به نسبت بالایی برخوردار می‌باشند که این امر باعث شده که قیمت سهام واحدهای پتروشیمی بالا باشد. علاوه بر این، صنعت پتروشیمی از جهات دیگر نیز اهمیت دارد. در این خصوص، بررسی ارزش صنایع پتروشیمی به‌عنوان صناعی استراتژیک در فراهم نمودن مواد اولیه در سایر بخش‌ها و از جهت دیگر با توجه به وزن بالایی که در تشکیل بازار سهام ایران دارد؛ از اهمیت زیادی برخوردار است. همچنین این صنعت، که خود تأثیرپذیری زیادی از تحولات سایر بازارها به‌ویژه بازار نفت دارد، اثرات قابل ملاحظه‌ای بر سایر صنایع نیز می‌تواند داشته باشد.

پارامترهای زیادی می‌توانند بر بازار سهام تأثیر داشته باشند. در این خصوص، نااطمینانی نرخ ارز، تورم و قیمت نفت و به‌ویژه وجود نوسانات ناشی از آن‌ها از جمله عواملی هستند که ریسک و هزینه شدیدی را بر سرمایه‌گذاران و شرکت‌ها تحمیل می‌کنند و در نتیجه انگیزه آنان را برای سرمایه‌گذاری تغییر می‌دهد. علاوه بر این، ثبات اقتصادی، سیاسی، مالی و عدم وجود تنش‌ها و تضاد میان کشورها، جز عوامل مهم و تعیین‌کننده در جذب سرمایه‌گذاری و کارآتر کردن بازار سهام محسوب می‌شوند. به بیانی دیگر، سرمایه‌گذاران بازارهای مالی در کشورهای دارای بی‌ثباتی سیاسی-اقتصادی، که احتمال نااطمینانی‌هایی در آن‌ها وجود دارد یا از درجه بالای تنش‌های سیاسی و اقتصادی رنج می‌برند، سرمایه‌گذاری نمی‌کنند. یک محیط باثبات از لحاظ اقتصادی-سیاسی، ریسک تغییرات ناگهانی قوانین و فسخ و ابطال قراردادهای کاهش می‌دهد. بدیهی است که در یک کشور پر تنش و بی‌ثبات، سرمایه‌گذاران در مورد سرمایه‌هایشان نگران باشند. از این‌رو، مطالعه شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی (EPU)¹ در ابعاد بین‌المللی، یکی از پارامترهای مؤثر بر روند بازارهای مالی به‌ویژه بازار سهام در تمام کشورها می‌تواند باشد. علاوه بر این، نوسانات قیمت جهانی نفت می‌تواند بر میزان سودآوری و عملکرد صنایع مختلف و به تبع آن قیمت سهام در نمادهای مختلف بورس تأثیرگذار باشد. تحقیقات کاربردی در بازارهای مالی نیز نشان می‌دهد که به دلیل وابستگی زیاد شاخص قیمت سهام شرکت‌های پتروشیمی به نفت و تأثیرپذیری مستقیم آن‌ها از قیمت نفت و نوسانات آن، بیش از سایر شرکت‌های موجود در بازار سهام از نااطمینانی قیمت نفت تأثیر می‌پذیرد. از این‌رو، مطالعه حاضر در تلاش است که اثرات نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی² (GEPU) را در کنار متغیرهای نااطمینانی نرخ ارز، تورم و قیمت نفت بر شاخص صنعت پتروشیمی در بازار سهام

¹ Economic Policy Uncertainty

² Global Economic Policy Uncertainty

ایران در دوره‌های پر بازده و کم بازده با استفاده از مدل‌های غیرخطی مارکف سوئیچینگ^۱ (MS) بررسی و مورد تجزیه و تحلیل قرار دهد.

در ادامه، سازمان‌دهی مقاله بدین صورت است که نخست، مبانی نظری و پیشینه مطالعات مورد بررسی قرار خواهد گرفت. سپس، روش‌شناسی پژوهش شامل تشریح مدل انتخابی، معرفی داده‌ها و متغیرهای مورد استفاده و نحوه محاسبه نااطمینانی متغیرها به همراه ایستایی متغیرها ارائه می‌گردد. در بخش بعدی، به تحلیل و تفسیر نتایج حاصل از تخمین مدل بهینه پرداخته می‌شود. در نهایت و در بخش نتیجه‌گیری، جمع‌بندی پژوهش و خلاصه‌ای از یافته‌ها ارائه می‌شود و پیشنهادها کاربردی برای سیاست‌گذاران و فعالان بازارهای مالی، مطرح می‌گردد.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

میزان توسعه بازارهای مالی به‌ویژه بازار سهام و اثرات آن بر تأمین مالی شرکت‌ها، تأثیر فراوانی بر رشد اقتصادی کشورها دارد. در این راستا مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده اصلی در توسعه بازارهای مالی، سیاست‌های اقتصادی و پارامترهای سیاسی است. بنابراین با توجه به اهمیت بازارهای مالی در اقتصاد کشورها، همواره شناسایی عوامل مؤثر بر توسعه بازارهای مالی از زوایای مختلف مورد بحث قرار می‌گیرد. لذا توجه به بازارهای مالی از منظر عوامل داخلی شرکتی و عوامل کلان اقتصادی می‌تواند بسیار حائز اهمیت باشد (پهلوان و همکاران، ۱۴۰۱). همچنین یکی از مهم‌ترین عواملی که میزان وضعیت اقتصاد یک کشور را در زمینه‌های مختلف می‌تواند تحت تأثیر قرار دهد، وجود نااطمینانی و بی‌ثباتی در شاخص‌های مهم اقتصادی است. یکی از این زمینه‌ها، بازارهای مالی است. وجود بی‌ثباتی و نااطمینانی در بازارهای مالی می‌تواند تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر روند کل اقتصاد یک کشور داشته باشد. به همین دلیل سیاست‌گذاران معمولاً از نااطمینانی در بازارهای مالی به‌عنوان شاخصی از قابلیت آسیب‌پذیری اقتصاد و بازارهای مالی استفاده می‌کنند. به‌عنوان مثال، در کشور ایالات متحده آمریکا، بی‌ثباتی و نااطمینانی در بازارهای سهام، اوراق قرضه، ارزها و کالاها از ورودی‌های مهم در سیاست‌گذاری‌های پولی هستند (داکری و افنتاکیس^۲، ۲۰۰۸). از سوی دیگر، با گسترش ارتباطات جهانی و تبادل اطلاعات میان بازارهای مختلف جهان، نااطمینانی‌های مالی و اقتصادی به‌سرعت از یک کشور به سایر کشورها منتقل می‌شوند و نوسانات بازارها به دلیل یکپارچه بودن بازارهای مالی به‌شدت تحت تأثیر عوامل جهانی قرار می‌گیرد و با توجه به بالا بودن میزان نوسانات بازارهای سهام در طول ادوار مالی بین‌المللی، انتظار بر این است که میزان ریسک‌پذیری سرمایه‌گذاران

¹ Markov Switching

² Dockery & Efentakis

تحت تأثیر نااطمینانی سیاست اقتصاد جهانی قرار بگیرد (یو و همکاران^۱، ۲۰۱۸). وجود نااطمینانی سیاست اقتصاد جهانی علاوه بر به وجود آمدن آشفتگی در سرمایه‌گذاری‌های بین‌المللی، تأثیر مستقیم و غیرمستقیم در به وجود آمدن شرایط نااطمینانی و بی‌ثباتی برای سرمایه‌گذاران داخلی نیز دارد. علاوه بر این، امکان دارد نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی، هم‌جهت با نااطمینانی سیاست اقتصاد داخلی نباشد و احتمال تغییر جهت متفاوت هر کدام وجود دارد (لی و همکاران^۲، ۲۰۱۹). همچنین، شناسایی نحوه تأثیرپذیری متغیرهای کلان اقتصادی و بازارهای مالی از نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی در سیاست‌گذاری و تصمیمات سرمایه‌گذاری دارای اهمیت زیادی است. در این راستا، بازارهای طلا، سهام، نفت و ارز به‌عنوان برخی گزینه‌های مهم سرمایه‌گذاری در دنیا شناخته می‌شوند. وجود بحران در سطح جهانی ممکن است اعتماد سرمایه‌گذاران بین‌المللی و داخلی را کاهش دهد و به فروش سهام و تغییرات قیمت آن و به‌طور کلی کاهش میزان سرمایه‌گذاری منجر شود (فنگ و همکاران^۳، ۲۰۱۸). لذا یکی از مهم‌ترین مسائلی که طی سالیان اخیر مورد توجه پژوهشگران و سیاست‌گذاران قرار گرفته است؛ موضوع نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و تأثیرپذیری اقتصادها از یکدیگر و بحران‌های مالی و سیاسی است. چرا که با افزایش ارتباط اقتصادی کشورها، پویایی بازارهای بین‌المللی، اقتصاد کشورها را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد (لیو و همکاران^۴، ۲۰۱۹).

بر اساس مطالعات (کانگ و راتی^۵، ۲۰۱۳؛ یستربوش و گورین^۶، ۲۰۱۳؛ کو و لی^۷، ۲۰۱۵؛ آروری و همکاران^۸، ۲۰۱۶؛ ژو و همکاران^۹، ۲۰۱۷؛ باشر و همکاران^{۱۰}، ۲۰۱۸)، یک ارتباط غیرخطی میان نااطمینانی سیاست اقتصاد جهانی و بازدهی بازار سهام وجود دارد. دلیل اصلی این ارتباط غیرخطی، در میزان پیچیدگی و تفاوت تأثیراتی است که عوامل ایجاد نااطمینانی سیاست اقتصادی مختلف بر بازار سهام دارند. عواملی مانند بحران‌های مالی نظیر بحران مالی ۲۰۰۸، شوک‌های قیمت در بازار کالاها، تغییرات در سیاست‌های مالی و تحولات ژئوپلیتیکی و سیاسی، هر کدام می‌توانند باعث تغییرات اساسی در ساختار و رفتار بازار سهام شوند. این اتفاقات و رویدادها معمولاً باعث ایجاد تغییرات ناگهانی و غیرمنتظره در بازار سهام می‌شوند که به تغییرات ساختاری در چگونگی عملکرد بازار سهام منجر می‌شود (هوک و زیدی^{۱۱}، ۲۰۱۹).

¹ Yu et al.

² Li et al.

³ Fang et al.

⁴ Liu et al.

⁵ Kang & Ratti

⁶ Bijsterbosch & Guerin

⁷ Ko & Lee

⁸ Arouri et al.

⁹ Zhu et al.

¹⁰ Basher et al.

¹¹ Hoque & Zaidi

با توجه به این اصل که سرمایه‌گذاران با هدف کسب سود و بازده مناسب، اقدام به فعالیت‌های سرمایه‌گذاری نموده و همواره در تحلیل‌های خود ریسک‌ها و شرایط نااطمینانی موجود و بالقوه را به‌دقت مورد بررسی قرار داده و سپس اقدام به تصمیم‌گیری می‌نمایند، وجود نااطمینانی‌های سیاست‌های اقتصادی جهانی بر تصمیمات سرمایه‌گذاران بسیار مؤثر می‌باشد. علاوه بر این، از آنجایی که اقتصاد کشور ایران و به‌طور خاص، بازار بورس و اوراق بهادار ایران به‌شدت تحت تأثیر نوسانات قیمت نفت، تورم و نرخ ارز می‌باشد، آگاهی از آثار نااطمینانی‌های قیمتی این متغیرهای اقتصادی بر بازار سهام نیز ضرورت می‌یابد.

۲-۲. پیشینه پژوهش

سولمن^۱ (۲۰۱۳)، در تحقیقی با عنوان پویایی‌های نرخ ریسک سیاسی بر نوسانات بازار سهام به بررسی اثر ریسک سیاسی بر بازار سهام ۷۴ کشور توسعه‌یافته و در حال توسعه با استفاده از روش پانلی برای دوره زمانی ۱۹۸۴ تا ۲۰۱۲ پرداخت. نتایج مطالعه وی نشان داد زمانی که ریسک سیاسی افزایش می‌یابد بازدهی سهام در کشورهای مورد مطالعه کاهش پیدا می‌کند و بالعکس. نکته قابل‌تأمل در مطالعه وی این بود که نوسانات بازارهای سهام اکثر بازارهای نوظهور با افزایش نوسانات ریسک سیاسی، بیشتر از بازارهای توسعه‌یافته بوده است.

آروری و همکاران (۲۰۱۶)، در تحقیقی به مطالعه اثر نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی بر بازده سهام کشورهای منتخب جهان در دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۰۰ با استفاده از رهیافت خطی پرداختند. نتایج تحقیق آنان حاکی از آن داشت که در کشورهای فرانسه، کانادا و آلمان، نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی تأثیر منفی و در کشورهای آمریکا و هند تأثیر مثبتی بر بازده سهام این کشورها داشته است.

وو و همکاران^۲ (۲۰۱۶)، در تحقیقی به بررسی وجود رابطه میان قیمت سهام و نااطمینانی سیاسی در هفت کشور عضو OECD با استفاده از آزمون علیت پانل بوت استرپ و با بهره‌گرفتن از داده‌های ماهیانه طی دوره ۲۰۱۳-۲۰۰۱ پرداختند. نتایج مطالعه آنان حاکی از آن است که رابطه دو طرفه‌ای میان نااطمینانی سیاسی و قیمت سهام در کشورهای ایتالیا و اسپانیا وجود دارد؛ اما در کشورهای ایالات‌متحده آمریکا و انگلستان صرفاً رابطه یک‌طرفه از سوی نااطمینانی به قیمت سهام برقرار است. همچنین یافته‌های آنان نشان داد که میان نااطمینانی سیاست اقتصادی و بازار سهام در کشورهای کانادا، فرانسه و آلمان هیچ نوع رابطه علیتی وجود ندارد. یو و همکاران (۲۰۱۸)، در پژوهشی به بررسی تأثیر شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی بر نااطمینانی بازار سهام چین با استفاده از مدل ترکیبی خود رگرسیون ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته با نمونه‌گیری داده‌های

¹ Suleman

² Wu et al.

مختلط^۱ (GARCH-MIDAS) پرداختند. نتایج تحقیق آنان نشان داد که ناطمینانی سیاست اقتصادی جهانی تأثیر مثبت و معناداری بر ناطمینانی بازار سهام در کشور چین دارد که این امر نشان‌دهنده همگرایی تدریجی بازار سهام چین با اقتصاد جهانی است. همچنین نتایج مطالعه آنان نشان داد که پیش‌بینی‌های به‌دست‌آمده از مدل GARCH-MIDAS نسبت به مدل‌ها GARCH(1,1) خطای بسیار کمتری دارد.

لی و همکاران (۲۰۱۹)، در تحقیقی اثر ناطمینانی سیاست اقتصاد جهانی بر نوسانات بازار سهام را با استفاده از روش تحلیل عاملی (PCA)^۲ در چین و کشورهای عضو G7 مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که نوسانات شاخص ناطمینانی اقتصاد جهانی اثرات منفی بر نوسانات بازار سهام چین و کشورهای عضو G7 دارد و همچنین شاخص ناطمینانی اقتصاد جهانی برای پیش‌بینی در بازار سهام کشورهای مختلف پارامتر تأثیرگذاری است.

نصیر و الخسوانه^۳ (۲۰۲۲)، اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت ناطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی بر بازار سهام کشورهای عضو گروه هفت^۴ (G7) را با استفاده از روش‌های ARDL و NARDL در بازه ۱۹۸۵ تا ۲۰۲۱ مورد بررسی قرار دادند. نتایج برآورد مدل خطی ARDL آنان نشان داد که در کوتاه‌مدت، ناطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی اثر منفی معناداری بر بازار سهام تمام کشورهای عضو G7 دارد که این اثر در بلندمدت فقط در کانادا و ژاپن باقی می‌ماند. در حالی که یافته‌های آنان نشان داد در مدل غیرخطی NARDL، شوک‌های منفی و مثبت در ناطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی اثرات کوتاه‌مدت معنادار و نامتقارنی بر بازار سهام دارند که این اثرات نامتقارن در همه کشورهای عضو G7 به‌جز کشور انگلستان در بلندمدت نیز پابرجا است.

اردوغان و همکاران^۵ (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر ناطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی، قیمت نفت و ریسک ژئوپلیتیکی بر بازده سهام در ترکیه با استفاده از مدل NARDL در دوره زمانی ۱۹۹۷ تا ۲۰۲۰ پرداختند. در این پژوهش، یک تحلیل نمونه فرعی در دوره زمانی پیش از پاندمی کرونا نیز (ژانویه ۱۹۹۷ تا دسامبر ۲۰۱۹) به‌عنوان وجود یک ریسک سیستماتیک بر روند تأثیر متغیرهای مرتبط با بازدهی سهام ترکیه، انجام شده است. نتایج مطالعه آنان نشان داد که ناطمینانی سیاست اقتصادی جهانی منجر به کاهش بازده سهام در ترکیه در هر دو دوره مورد مطالعه شده است. علاوه بر این، در بلندمدت، شوک منفی در قیمت نفت تأثیر بیشتری نسبت به شوک مثبت بر بازده سهام ترکیه داشته است. در حالی که در کوتاه‌مدت، شوک مثبت در قیمت

¹ Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic Mixed Data Sampling

² Principle Component Analysis

³ Nusair & Al-Khasawneh

⁴ The Group of Seven (G7)

⁵ Erdoğan et al.

نفت تأثیر منفی بر بازده سهام در دوره کل نمونه مورد مطالعه دارد. همچنین یافته‌های این مطالعه سعی بر اظهار آن داشت که بازده سهام ترکیه به اخبار منفی ناشی از عوامل جهانی بیشتر از عوامل داخلی واکنش نشان داد. لیو و همکاران^۱ (۲۰۲۲)، در پژوهشی به بررسی اثر ناطمینانی سیاست اقتصادی جهانی و نوسانات قیمت نفت بر بازده سهام ۲۵ کشور منتخب صادرکننده و واردکننده نفت جهان با استفاده از رهیافت غیرخطی $PSTR^2$ پرداختند. نتایج مطالعه آنان نشان داد که نوسانات قیمت نفت و ناطمینانی سیاست اقتصادی جهانی اثر منفی بر بازده سهام کشورهای مورد مطالعه دارند. علاوه بر این، آنان دریافتند که واکنش کشورهای صادرکننده نفت از نوسانات قیمت نفت نسبت به کشورهای واردکننده نفت بیشتر است.

هوانگ و لیو^۳ (۲۰۲۲)، به بررسی اثرات نامتقارن ناطمینانی سیاست اقتصادی بر بازده سهام کشورهای عضو G7 تحت شرایط مختلف پرداختند. آنان بدین منظور از روش پانلی کوانتایل و داده‌های ماهانه از ۱۹۹۷ تا ۲۰۲۰ استفاده کردند. طبق نتایج تحقیق آنان، زمانی که ناطمینانی سیاست اقتصادی جهانی افزایش می‌یابد اثرات بیشتر و قوی‌تری نسبت به زمانی که ناطمینانی سیاست اقتصادی کاهش می‌یابد در کشورهای عضو G7 دارد. علاوه بر این، آنان نشان دادند زمانی که بازده سهام در کشورهای ژاپن، کانادا، انگلیس و آمریکا، پایین است، ناطمینانی سیاست اقتصادی اثرات نامتقارنی بر بازده سهام این کشورها دارد در حالی که در کشور آلمان، ناطمینانی سیاست اقتصادی جهانی اثر نامتقارنی بر بازده سهام این کشور ندارد.

شارما^۴ (۲۰۲۴)، در مطالعه‌ای به کنکاش در مورد اثرات ناطمینانی به‌ویژه ناطمینانی سیاست اقتصادی داخلی بر بازده بازار سهام هند با استفاده از رهیافت غیرخطی NARDL در بازه زمانی ۲۰۰۳ تا ۲۰۲۲ پرداخت. در این مطالعه نیز همانند مطالعه اردوغان و همکاران یک تحلیل نمونه فرعی از دوره قبل از پاندمی کرونا برای بررسی تأثیر ناطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی بر بازار سهام قبل از پاندمی کرونا، انجام شده است. یافته‌های این پژوهش نشان داد که عکس‌العمل بازار سهام هند به شوک‌های ناطمینانی سیاست‌های اقتصادی نامتقارن است و کاهش ناطمینانی سیاست‌های اقتصادی تأثیر مثبت بیشتری بر بازار سهام نسبت به تأثیر منفی ناشی از افزایش آن دارد و در دوره پیش از پاندمی کرونا نیز این اثر نامتقارن مشاهده می‌شود.

با توجه به اینکه در میان مطالعات داخلی، مطالعات اندکی در خصوص ناطمینانی سیاست اقتصادی جهانی صورت گرفته، لذا سعی شده تا چند مورد از مطالعات مرتبط در خصوص میان بازار سهام و متغیرهای مؤثر ذکر شود.

صمدی و بیانی (۱۳۹۰)، طی تحقیقی با استفاده از مدل GARCH به بررسی ارتباط میان متغیرهای کلان اقتصادی و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران طی بازه زمانی ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۹ پرداختند. نتایج مطالعه آنان

¹ Liu et al.

² Panel Smooth Transition Regression

³ Huang & Liu

⁴ Sharma

نشان داد که متغیرهای نرخ ارز، قیمت طلا و نرخ تورم عوامل تأثیرگذار بر بازده سهام هستند در حالی که قیمت نفت و نقدینگی تأثیری بر بازده سهام در ایران ندارند. همچنین بر اساس یافته‌های آنان در بازار سهام ایران اثرات اهرمی وجود دارد.

زمردیان و همکاران (۱۳۹۴)، در مطالعه‌ای به بررسی اثر تغییرات غیرمنتظره در سیاست‌های پولی و مالی بر بازار سهام ایران در دوره مطالعاتی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۲ پرداختند. در این پژوهش، از الگوی واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو تعمیم‌یافته (GARCH) برای مدل‌سازی نوسانات متغیرها در سیاست‌های پولی و مالی بهره برده شده و با استفاده از الگوی خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL)، اثرات نوسانات سیاست پولی و مالی بر بازار سهام، در کنار متغیرهای دیگری نظیر نرخ ارز بازار آزاد، تورم، نرخ سود بانکی، حجم نقدینگی و درآمد نفتی، مورد بررسی قرار گرفته است. یافته‌های آنان حاکی از آن است که نوسانات غیرمنتظره در متغیرهای منتخب، باعث کاهش شاخص بورس شده است. علاوه بر این، آنان دریافتند که تورم و حجم نقدینگی اثر مثبت و نرخ ارز اثر منفی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر بازار سهام ایران دارند.

حیدری و رفاح کهریز (۱۳۹۶)، در مطالعه‌ای به کنکاش میزان پایداری بازار سهام ایران در اثر تغییرات نرخ تورم و ناطمینانی آن: رویکرد تغییر رژیم مارکف گارچ^۱، برای بازه زمانی ۱۳۷۷ تا ۱۳۹۴ پرداختند. نتایج مطالعه آنان حاکی از آن بود که نرخ تورم، اثر مثبتی در رژیم پر بازده دارد، ولی در رژیم کم بازده این اثر از لحاظ آماری معنادار نیست. اما ناطمینانی تورم اثرات نامتقارنی بر رژیم‌های مختلف بازار سهام دارد. علاوه بر این، آنان دریافتند که بازار سهام در صورت خروج از دوره کم بازده و وارد شدن به دوره پر بازده، با سرعت بیشتری به حالت اولیه باز خواهد گشت.

آشنا و لعل خضری (۱۳۹۹)، در پژوهشی به بررسی همبستگی ارتباط شاخص ناطمینانی سیاست اقتصادی جهانی با نوسان بازارهای سهام، ارز و سکه در ایران با استفاده از روش همبستگی شرطی پویای گارچ^۲ (DCC-GARCH) در بازه زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۸ پرداختند. یافته‌های این پژوهش نشان داد که ناطمینانی در سیاست‌های اقتصادی جهانی، موجب تغییر در نوسانات بازارهای سهام، ارز و سکه ایران می‌شود. از این‌رو، آنان معتقدند که شاخص ناطمینانی سیاست اقتصاد جهانی در پیش‌بینی نوسانات این بازارها مفید می‌باشد.

پهلوان و همکاران (۱۴۰۱)، طی تحقیقی به بررسی تأثیر ریسک‌های مالی، اقتصادی سیاسی و بین‌الملل بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش ARDL، طی بازه زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۸ پرداختند. نتایج مطالعه آنان نشان داد که در کوتاه‌مدت، ریسک‌های اقتصادی و بین‌الملل تأثیر مثبت و ریسک مالی تأثیر منفی بر بازده

^۱ MS-GARCH

^۲ Dynamic Conditional Correlation Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Model

شاخص سهام در ایران دارد. در حالی که در بلندمدت تنها ریسک بین الملل تأثیر مثبت دارد و ریسک های مالی و ریسک اقتصادی اثر منفی بر بازده سهام دارند.

شکرخواه و همکاران (۱۴۰۲)، به بررسی رابطه بین نااطمینانی اقتصادی و همزمانی بازده سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده مدل رگرسیونی چند متغیره در بازه زمانی ۱۳۹۰-۱۳۹۹ پرداختند. نتایج تحقیق آنان حاکی از آن است که میان نااطمینانی در نرخ رشد اقتصادی و نرخ بهره با همزمانی قیمت سهام، رابطه ای منفی وجود دارد. در مقابل، بین نااطمینانی قیمت ارز و همزمانی بازده سهام، رابطه ای مثبت به دست آمد. ولی، هیچ رابطه معناداری میان نااطمینانی در نرخ تورم و همزمانی قیمت سهام مشاهده نشد. با بررسی مطالعات انجام گرفته مشاهده می شود شاخص نااطمینانی سیاست اقتصاد جهانی در مطالعات داخلی به طور مستقیم مورد مطالعه و بررسی قرار نگرفته است. لذا، تلاش مقاله حاضر در جهت پر کردن این شکاف مطالعاتی می باشد.

۳. داده های تحقیق و روش پژوهش

۳-۱. داده های تحقیق

در این پژوهش، تأثیر نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی به همراه نااطمینانی متغیرهای کنترلی نرخ ارز، تورم و قیمت نفت بر بازده سهام صنعت پتروشیمی در بازار سهام ایران با استفاده از مدل غیرخطی تغییر رژیم مارکف و داده های ماهانه مربوط به بازه زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۴۰۲ مورد استفاده قرار گرفته است. بدین جهت، ابتدا بازدهی سهام صنعت پتروشیمی به صورت $PER_t = \ln\left(\frac{PE_t}{PE_{t-1}}\right)$ محاسبه شده است که در آن PE بیانگر شاخص قیمت سهام صنعت پتروشیمی در بازار سهام ایران می باشد. علاوه بر این، در این پژوهش منظور از نرخ ارز، شاخص قیمت واقعی ارز می باشد، یعنی $ERR = \frac{CPI_{us}}{CPI_{ir}} \times ER$ ، که در آن منظور از ER نرخ ارز اسمی و ERR نرخ ارز واقعی می باشد. دیگر متغیرهای توضیحی شامل تورم یعنی نرخ رشد شاخص قیمت کالا و خدمات مصرفی (CPI) بر پایه سال ۱۳۹۵ می باشند. جهت اختصار؛ متغیرها تعریف و منبع استخراج داده ها هر یک به تفکیک در قالب جدول زیر نمایش داده شده است:

جدول ۱: تعریف متغیرها

نماد	تعریف	منبع داده
PER	بازده بازار سهام صنعت پتروشیمی در بورس اوراق بهادار تهران	بازار بورس اوراق بهادار تهران
GEPU	شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی	وبسایت نااطمینانی سیاست اقتصادی ^۱

^۱ <https://www.policyuncertainty.com/>

وبسایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و نماگرهای اقتصادی و وبسایت فدرال رزرو آمریکا ^۱	نرخ ارز واقعی	ERR
وبسایت اوپک	قیمت نفت	Oil
وبسایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و نماگرهای اقتصادی	تورم	Inf

مدل مورد استفاده در این تحقیق، بر اساس مطالعات لیو و همکاران (۲۰۲۲) و هوانگ و لیو (۲۰۲۲)، در قالب رابطه زیر مورد بررسی قرار می‌گیرد:

$$PER_t = \beta_{0,S_t} + \beta_{1,S_t} GEP_{U_t} + \beta_{2,S_t} ERR_{V_t} + \beta_{3,S_t} Oil_{V_t} + \beta_{4,S_t} Inf_{V_t} + u_t \quad (۱)$$

که در رابطه فوق، PER بیانگر بازده بازار سهام صنعت پتروشیمی در بورس اوراق بهادار تهران، GEP_U نمایانگر شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی، ERR_V نااطمینانی نرخ ارز واقعی، Oil_V نشانگر نااطمینانی قیمت نفت و Inf_V نشان‌دهنده نااطمینانی تورم می‌باشند. S_t هم نمایانگر رژیم‌های مختلف برای هر متغیر در طی زمان می‌باشد.

۳-۲. نحوه محاسبه نااطمینانی متغیرها

بسیاری از سری‌های زمانی متغیرهای اقتصادی نظیر نرخ ارز، تورم و قیمت نفت، به دلیل شوک‌های وارده بر اقتصاد، در دوره‌هایی با نوسانات کم یا زیاد همراه می‌شوند. لذا فرضیه وجود همسانی واریانس در این سری از متغیرها، بخصوص در مطالعات اقتصادی کشور ایران، چندان معقول به نظر نمی‌رسد. از این‌رو در مطالعه حاضر، از نااطمینانی متغیرهای مذکور استفاده شده است. در این خصوص، روش‌های مختلفی برای به دست آوردن نااطمینانی متغیرها وجود دارد که از جمله این روش‌ها، استفاده از مدل‌های خانواده GARCH می‌باشد. به‌طور کلی، شکل رایج یک مدل $GARCH(p,q)$ به‌صورت زیر می‌باشد (بروکس^۲، ۲۰۱۴):

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + u_t \quad u_t | \Omega_t \text{iid } N(0, \sigma_t^2) \quad (۲)$$

^۱ داده‌های تورم ایران از سایت بانک مرکزی و نماگرهای اقتصادی ایران و داده‌های تورم آمریکا از وب سایت <https://fred.stlouisfed.org> استخراج شده است.

^۲ Brooks

$$\sigma_t^2 = \alpha + \sum_{i=1}^p a_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

که در رابطه فوق، σ_t^2 واریانس شرطی و u_t اجزای اخلال می‌باشند. مدل‌های GARCH یک محدودیت خیلی مهمی دارند و آن این است که، میزان تأثیر شوک‌های مثبت و منفی در این مدل‌ها، یکسان در نظر گرفته می‌شود. از آنجایی که، در اقتصاد عموماً تأثیر شوک‌های منفی و مثبت یکسان نمی‌باشند، به‌طوری که اثر یک شوک منفی بیش از اثر یک شوک مثبت است، لذا، به‌منظور برآورد متغیرهای بیان‌کننده ناطمینانی‌ها، از روش‌های نامتقارن استفاده می‌کنند که یکی از این روش‌ها، استفاده از مدل‌های EGARCH می‌باشد (بروکس، ۲۰۱۴). این مدل برای اولین بار توسط نلسون^۱ مطرح گردید که شکل عمومی آن به‌صورت زیر است:

$$Y_t = \alpha + \beta'X_t + u_t$$

$$\text{Log}(\sigma_t^2) = \omega + \beta \log(\sigma_{t-1}^2) + \alpha \left(\left| \frac{u_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \quad (3)$$

از این‌رو، در این تحقیق از مدل‌های EGARCH جهت محاسبه بی‌ثباتی استفاده شده است. بنابراین، به‌طور کلی، نحوه محاسبه ناطمینانی متغیرهای کنترلی بدین‌صورت بوده که ابتدا متغیرهای موردنظر از نظر ایستایی مورد بررسی قرار گرفتند، سپس با استفاده از معیارهای انتخاب برازش مدل مناسب، مدل‌های ARIMA مناسب انتخاب و نهایتاً با استفاده از مدل‌های EGARCH، ناطمینانی متغیرهای نرخ ارز، تورم و قیمت نفت استخراج شدند^۲. که به ترتیب برای متغیرهای نرخ ارز واقعی، تورم و قیمت نفت حالت‌های $ARIMA(0,1,1)$ ، $ARIMA(1,1,1)$ و $ARIMA(0,1,1)$ و مدل‌های $EGARCH(0,1)$ ، $EGARCH(1,1)$ و $EGARCH(1,0)$ انتخاب شدند.

۳-۳. روش تحقیق

در ابتدای مطرح شدن مدل‌های مارکف سوئیچینگ، کوانت^۳ (۱۹۷۲) و گلدفلد^۴ و کوانت (۱۹۷۳) از اولین افرادی بودند که به مطالعه آن‌ها پرداختند. در ادامه این مدل‌ها توسط همیلتون^۵ (۱۹۸۹) برای استخراج چرخه‌های تجاری توسعه داده شد. از سوی دیگر، برخلاف دیگر مدل‌های غیرخطی نظیر مدل STAR^۶ و همچنین شبکه

^۱ Nelson

^۲ به علت محدودیت تعداد صفحات مجله و همچنین به‌منظور پرهیز از اطاله کلام، محاسبات این بخش در مقاله گنجانده نشده است. خوانندگان محترم مقاله جهت آشنایی با نحوه انجام محاسبات می‌توانند به Brooks (2014) مراجعه نمایند.

^۳ Quandt

^۴ Goldfeld

^۵ Hamilton

^۶ Smooth Transition Auto Regressive

عصبی مصنوعی^۱ که در آن‌ها انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر به صورت تدریجی و آرام صورت می‌پذیرد، انتقال در مدل‌های مارکف سوئیچینگ به سرعت قابل انجام است. همچنین، یکی از مهم‌ترین و با اهمیت‌ترین خصوصیات مدل‌های مارکف سوئیچینگ، انعطاف‌پذیری در این مدل‌ها است که امکان در نظر گرفتن تغییرات واریانس میان فرآیندها را همراه با تغییر در میانگین فراهم می‌نماید. از این‌رو، مدل‌های مارکف سوئیچینگ دارای رژیم‌های مختلف دوره زمانی می‌باشند. به‌طور کلی، یک مدل MS-AR(1) متشکل از دو رژیم را می‌توان به صورت زیر نمایش داد:

$$y_t = \begin{cases} \mu_1 + Q_{1,1}y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{if } s_t=1 \\ \mu_2 + Q_{1,2}y_{t-1} + \varepsilon_t & s_t=2 \end{cases} \quad (۴)$$

رابطه فوق را می‌توان به بیانی دیگر و به صورت کلی‌تر تصریح کرد:

$$y_t = \mu_{s_t} + Q_{1,s_t}y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۵)$$

پارامتر s_t در مدل‌های مارکف سوئیچینگ، از زنجیره مرتبه اول مارکف^۲ تبعیت می‌کند. این فرض بیانگر این امر است که پارامتر s_t فقط به رژیم دوره قبل از خود، یعنی s_{t-1} وابستگی دارد. از این‌رو، احتمال انتقالات در یک مدل دو رژیمی در این مدل‌ها از یک وضعیت به وضعیت دیگر را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\begin{aligned} P(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) &= P_{11} \\ P(s_t = 2 | s_{t-1} = 1) &= P_{12} \\ P(s_t = 1 | s_{t-1} = 2) &= P_{21} \\ P(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) &= P_{22} \end{aligned} \quad (۶)$$

در روابط فوق، P_{ij} ها نشانگر احتمال حرکت زنجیره مارکف، از وضعیت i در زمان $t-1$ به وضعیت j در زمان t می‌باشد. P_{ij} ها باید دارای شروطی باشند که از جمله مهم‌ترین شروط آنان این است که باید غیرمنفی باشند و همچنین شرط دیگر بدین صورت است که باید مجموع آنان در هر رژیم برابر با یک باشند یعنی به صورت زیر برای آن‌ها برقرار باشد:

$$\begin{aligned} P_{11} + P_{12} &= 1 \\ P_{21} + P_{22} &= 1 \end{aligned} \quad (۷)$$

از این‌رو، احتمالات انتقال در رابطه (۴) را می‌توان در ماتریس انتقال زیر گروه‌بندی کرد:

^۱ Artificial Neural Network

^۲ First Order Markov Chain

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{11} & 1 - p_{11} \\ 1 - p_{22} & p_{22} \end{bmatrix} \quad (۸)$$

که در رابطه فوق، عناصر قطر اصلی ماتریس، بیانگر پایداری رژیم‌ها (p_{11}, p_{22}) و عناصر فرعی ماتریس (p_{12}, p_{21}) بیان‌کننده احتمالات تغییر رژیم‌ها است. اکنون، به‌منظور برآورد این مدل، باید تابع راست‌نمایی را تشکیل داد که به‌صورت زیر است:

$$\ln L = \sum_{s_t=1}^2 \ln[f(Y_t|s_t, Y_{t-1})f(s_t|Y_{t-1})] \sum_{s_t=1}^2 \ln\left[\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1^2} e^{-\frac{(Y_t - \mu_1 - Q_1 Y_{t-1})^2}{2\sigma_1^2}}\right] \\ (s_t = 1|Y_{t-1}) + \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_2^2} e^{-\frac{(Y_t - \mu_2 - Q_2 Y_{t-1})^2}{2\sigma_2^2}} P(s_t = 2|Y_{t-1})] \quad (۹)$$

که برای برآورد ضرایب، باید تابع فوق را حداکثر نمود. به‌طور کلی انواع حالت‌های مدل‌های خودرگرسیون مارکف سوئیچینگ را می‌توان با استفاده از مدل خودرگرسیونی خطی تبیین کرد. بدین نحو که اگر مدل معرفی شده شامل m رژیم و p وقفه باشد، یعنی متغیر وابسته (Y_t) دارای یک فرآیند $AR(p)$ باشد، بسته به اینکه کدام‌یک از اجزای معادله به متغیر وضعیت وابسته باشد چند حالت کلی پیش می‌آید که معروف‌ترین حالات مختلف مدل مارکف سوئیچینگ در جدول زیر، ارائه شده است:

جدول ۲: حالت‌های مختلف مدل مارکف سوئیچینگ

مدل	معادله	توزیع جملات	جزء وابسته به رژیم
MSM ¹ (m)-AR(P)	$\Delta Y_t - \mu(s_t) = c + \sum_{i=1}^p \alpha_i (\Delta Y_{t-i}) \mu(s_{t-1})$	$\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$	میانگین
MSI ² (m)-AR(P)	$\Delta Y_t = c(s_t) + \sum_{i=1}^p \alpha_i (\Delta Y_{t-i}) + \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$	عرض از مبدأ
MSH ³ (m)-AR(P)	$\Delta Y_t = c + \sum_{i=1}^p \alpha_i (\Delta Y_{t-i}) + \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$	واریانس جمله خطا
MSA ⁴ (m)-AR(P)	$\Delta Y_t = c + \sum_{i=1}^p \alpha_i (s_t) (\Delta Y_{t-i}) + \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$	ضرایب جملات خودرگرسیونی

¹ Markov Switching Mean

² Markov Switching Intercept Term

³ Markov Switching Heteroskedasticity

⁴ Markov Switching Autoregressive

منبع: (کرولیگ^۱، ۲۰۱۳)

از آنجایی که بهترین کاربرد و مزیت‌های مدل‌های مارکف سوئیچینگ (بر اساس مطالعات همیلتون، ۱۹۸۹ و همچنین مطالعه کرولیگ، ۲۰۱۳) حالتی از این مدل‌هاست که در آن ویژگی‌های تغییر در میانگین همراه با تغییر در واریانس جملات خطا می‌باشد. بنابراین در این مطالعه، ترکیبی از حالت‌های اول و سوم و چهارم مدنظر قرار گرفته می‌شود که در آن‌ها امکان وابسته بودن اجزای مختلف معادله به رژیم‌ها وجود داشته باشد.

۳-۴. بررسی ایستایی متغیرها

قبل از برآورد مدل باید داده‌ها از لحاظ وجود ریشه واحد یا عدم وجود آن مورد بررسی قرار گیرند. اما قبل از بررسی ایستایی، آماره‌های توصیفی متغیرها در جدول شماره (۳) آورده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود به‌عنوان مثال برای متغیر بازده صنعت پتروشیمی (PER)، میانگین بازده این صنعت ۳/۶۰ بوده است. در این راستا، بیشترین بازده در طول ماه‌های مورد بررسی؛ ۳۵/۵۰ درصد و کمترین بازده با ۱۵/۹۰ درصد منفی بوده است. همچنین انحراف معیار، چولگی و کشیدگی این متغیر در طول دوره تحقیق به ترتیب ۸/۰۲، ۰/۹۶ و ۴/۶۷ بوده است. برای بقیه متغیرها نیز می‌توان همانند بازده صنعت دارو تفسیر نمود.

جدول ۳: آماره‌های توصیفی متغیرها

	PER	GEPU	ERR	INF	OIL
Mean	۳/۶۰	۱۸۵/۱۷	۵۰۶۴۸/۶۵	۲۷/۴۷	۷۶/۱۸
Median	۱/۸۵	۱۶۷/۸۹	۴۰۸۹۰/۱۶	۲۲/۱۰	۷۳/۸۷
Maximum	۳۵/۵۰	۴۳۱/۷۸	۱۰۴۳۹۱/۹	۶۱/۵۰	۱۲۲/۸۳
Minimum	-۱۵/۹۰	۸۶/۳۶	۲۷۵۴۵/۳۹	۸/۶۰	۱۴/۹۳
Std. Dev.	۸/۰۲	۷۲/۳۴	۱۸۹۳۵/۷۲	۱۶/۰۱	۲۴/۸۳
Skewness	۰/۹۶	۰/۷۴	۰/۶۲	۰/۴۶	۰/۰۰۹
Kurtosis	۴/۶۷	۲/۸۷	۲/۳۲	۱/۸۷	۱/۹۷
Observations	۱۷۹	۱۷۹	۱۷۹	۱۷۹	۱۷۹

منبع: خروجی ایویوز

بعد از بررسی آماره‌های توصیفی، ایستایی متغیرها مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. برای بررسی فرضیه وجود یا عدم وجود ریشه واحد، آزمون‌های متعددی مطرح شده‌اند که در این مطالعه، از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته

¹ Krolzig

(ADF)^۱ و فیلپس پرون (PP)^۲ در دو حالت با عرض از مبدأ و روند و با عرض از مبدأ بدون روند بر حسب استنادات زیاد در مطالعات انجام یافته، استفاده شده است. همان‌طور که بر اساس نتایج آزمون‌های ریشه واحد در جدول شماره (۴) مشاهده می‌شود، تمامی متغیرها در سطح ایستا بوده و نیازی به تفاضل‌گیری ندارند.

جدول ۴: آزمون ایستایی متغیرها

Variables	ADF		PP	
	I	II	I	II
PER	-۸/۱۳***	-۸/۱۰***	-۸/۱۱***	-۸/۰۸***
GEPU	-۲/۹۷**	-۳/۷۵***	-۲/۹۵**	-۴/۹۶***
ERRV	-۵/۳۵***	-۵/۴۵***	-۵/۳۶***	-۵/۴۹***
INFV	-۱۳/۲۹***	-۱۴/۰۸***	-۱۳/۳۴***	-۱۴/۰۹***
OILV	-۱۳/۰۵***	-۱۳/۰۸***	-۱۳/۰۵***	-۱۳/۱۰***

I: نشان‌دهنده آزمون‌ها با عرض از مبدأ و II بیانگر آزمون‌ها با عرض از مبدأ همراه با روند می‌باشد.

*** و ** به ترتیب نشان‌دهنده معناداری، در سطح خطای ۵٪ و ۱٪ می‌باشند.

منبع: یافته‌های تحقیق

۴. برآورد مدل مارکف و تجزیه و تحلیل نتایج

همان‌طور که پیش‌تر بیان گردید، مدل‌های مارکف سوئیچینگ حالت‌های مختلفی دارند، اما از آنجایی که مهم‌ترین مزیت این مدل‌ها، ویژگی‌های تغییر در میانگین همراه با تغییر در واریانس جملات خطا می‌باشد، از این‌رو، در این مطالعه، ترکیبی از حالت‌هایی مدنظر قرار گرفته است که در آن‌ها امکان وابسته بودن اجزای مختلف معادله به رژیم‌ها وجود داشته باشد. در هر یک از حالات مدل مارکف سوئیچینگ، جزء خاصی از معادله، وابسته به رژیم‌ها هستند. لذا برای اینکه بتوان سازگارترین و متناسب‌ترین حالت از مدل مذکور را انتخاب نمود، نیازمند طی مراحل هستیم. بدین‌صورت که ابتدا خطی یا غیرخطی بودن ارتباط میان متغیرها با استفاده از آزمون حداکثر راستنمایی مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این خصوص، از آزمون نسبت راستنمایی برای تعیین خطی یا غیرخطی بودن ارتباط میان متغیرها استفاده می‌شود که این آزمون به‌صورت توزیع کای دو بر حسب تعداد پارامترها تعریف می‌شود. نتایج این آزمون در جدول شماره (۵) ارائه شده است.

جدول ۵: نتایج آزمون غیرخطی بودن داده‌های متغیرها

ارزش احتمال	مقدار آزمون LR
(۰/۰۰۰)	۶۰/۷۳

¹ Augment Dickey – Fuller

² Phillips-Perron

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول فوق، مقدار آماره‌ی F آزمون LR از مقدار بحرانی آن در سطح خطای ۵ درصد بیشتر است. از این‌رو، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر خطی بودن ارتباط میان متغیرها رد می‌شود. بنابراین می‌توان گفت که استفاده از مدل‌های خطی منطقی نیست و به جای مدل‌های خطی تک رژیمی می‌بایست از مدل‌های غیرخطی چند رژیمی مارکف، موضوع پژوهش را مورد تحلیل و بررسی قرار داد. بعد از اطمینان از وجود یک ارتباط غیرخطی و استفاده از مدل‌های چند رژیمی به جای مدل‌های تک رژیمی به تعیین تعداد رژیم بهینه پرداخته می‌شود. برای تعیین تعداد رژیم بهینه در مدل مارکف سوئیچینگ، آزمون نسبت راستنمایی (LR) با توجه به وجود پارامترهای مزاحم در فرضیه صفر، دارای توزیع استاندارد نخواهد بود که این امر باعث می‌شود تا نتوان از این آزمون برای تعیین تعداد رژیم بهینه استفاده کرد (کروزلزیک، ۲۰۱۳). کما اینکه تعداد رژیم‌ها در بیشتر مطالعات تجربی، بر اساس شناخت محقق از متغیرها تعیین می‌شود. اما در تحقیق حاضر، با در نظر گرفتن نتایج شبیه‌سازی‌های مونت کارلو^۱ که اثبات نمود، معیار آکائیک (AIC) در مقابله با مقدار تابع راستنمایی معیار مناسب‌تری برای تعیین تعداد رژیم‌ها می‌باشد و همچنین مطالعه ساراداکیس و اسپاگنولو^۲، (۲۰۰۳)، که نشان دادند استفاده از معیار AIC تعداد رژیم بهینه را به صورت بهتر تعیین می‌کند به مشخص نمودن رژیم بهینه در مارکف سوئیچینگ پرداخت. بدین صورت که هر چقدر مقدار آماره AIC کمتر باشد آن رژیم بهینه است. علاوه بر این تحقیقات، در این زمینه نشان می‌دهد در مطالعاتی که تعداد مشاهدات به اندازه کافی بزرگ باشند، استفاده از معیار AIC تعداد رژیم‌ها را دقیق‌تر تعیین می‌کند. از این‌رو، در پژوهش حاضر نیز با توجه به بالا بودن حجم نمونه (۱۷۹ مشاهده) از معیار اطلاعاتی AIC استفاده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود بر اساس نتیجه جدول شماره (۶)، نتایج آماره AIC از آنجایی که مدل دو رژیمی نسبت به سه رژیمی مقدار AIC کمتری را دارد تعداد رژیم بهینه ۲ را مناسب می‌داند.

جدول ۶: تعیین تعداد رژیم بهینه

معیار	دو رژیمی	سه رژیمی
AIC	۶/۸۰	۶/۸۲

منبع: یافته‌های تحقیق

اکنون بعد از مشخص نمودن تعداد رژیم بهینه، انواع حالت‌های مختلف مدل مارکف سوئیچینگ تخمین زده می‌شوند. سپس در بررسی حالت‌های مختلف با در نظر گرفتن معیارهای برازش مناسب مدل، نظیر؛ داشتن بیشترین ضرایب معنادار به‌ویژه برای اجزای وابسته به رژیم، عدم نقض فروض کلاسیک و آزمون‌های تشخیصی، ناهمسانی واریانس و معنادار بودن ضرایب برآورد شده، حداقل مقدار آکائیک، حداکثر ۵ وقفه، بیشترین مقدار

¹ Monte Carlo Simulation

² Psaradakis and Spagnolo

لگاریتم حداکثر راستنمایی (هر چقدر بزرگ‌تر باشد مدل مناسب‌تر است)، مدل بهینه انتخاب گردید. از این‌رو، از میان مدل‌های مختلف برآورد شده، یک مدل بهینه بر اساس ویژگی‌های مطرح شده فوق به‌عنوان مدل بهینه انتخاب شد که خلاصه نتایج حاصل از این برآورد در جدول شماره (۷) آورده شده است. بر اساس نتایج جدول مذکور، دو دوره وقفه متغیر وابسته یعنی بازده سهام پتروشیمی تأثیر معناداری بر سطح خود متغیر دارد. وارد نمودن وقفه از این جهت اهمیت دارد که پویایی این متغیر را در تغییرات خودش نشان می‌دهد و همچنین موجب برآزش بهتر مدل می‌شود. همچنین، عرض از مبدأ در رژیم صفر منفی و در رژیم یک، مثبت به‌دست آمده است. بر حسب این امر، می‌توان رژیم صفر را رژیم با بازده پایین و رژیم یک را رژیم با بازده بالا تلقی نمود که این نتایج بر اساس نمودارها و جدول ویژگی‌های رژیم‌ها به‌وضوح قابل مشاهده است. بنابراین در دوره‌ی زمانی مورد مطالعه، بازده سهام صنعت پتروشیمی قابل تفکیک به دو رژیم با بازده سهام صنعت پتروشیمی پایین (رژیم صفر) و بازده سهام صنعت پتروشیمی بالا (رژیم یک) می‌باشد.^۱

علاوه بر این، نتایج نشانگر این است که نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی یک اثر نامتقارن بر بازده سهام صنعت پتروشیمی دارد. بدین‌صورت در دوره‌هایی که بازده سهام صنعت پتروشیمی پایین بوده است اثر منفی و در رژیمی که بازده سهام صنعت پتروشیمی بالاست، اثر مثبتی بر این صنعت دارد. از این‌رو، در دوره‌هایی که بازده سهام صنعت پتروشیمی پایین است که بیشتر سال‌ها نیز در رژیم با بازدهی پایین قرار داشته، وقوع نااطمینانی‌های به وجود آمده ناشی از سیاست‌های اقتصادی در جهان اثر منفی بر روند بازار سهام صنعت پتروشیمی دارد. در این خصوص نتیجه مطالعه حاضر با مطالعات نصیر و الخسوانه (۲۰۲۲)، هوانگ و لیو (۲۰۲۲) و شارما (۲۰۲۴) مبنی بر وجود یک اثر نامتقارن نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی بر بازار سهام، سازگاری دارد. همچنین، نااطمینانی نرخ ارز نیز اثرات متفاوتی بر بازده سهام صنعت پتروشیمی در رژیم‌های مختلف دارد، اما این اثر تنها در رژیم یک معنادار می‌باشد. یعنی دوره‌هایی که بازده سهام پتروشیمی بالاست نااطمینانی نرخ ارز اثر منفی بر این صنعت می‌گذارد. در تحلیل این نتیجه می‌توان اظهار داشت زمانی که نااطمینانی در نرخ ارز افزایش می‌یابد سرمایه‌گذاران، سرمایه‌های خود را از بازار سهام خارج کرده و جهت حفظ ارزش سرمایه خود، در بازارهای جایگزین نظیر طلا و ارز اقدام به سرمایه‌گذاری می‌کنند. مطابق با واقعیات اقتصادی نیز با افزایش نااطمینانی در قیمت نفت بازده سهام این صنعت نیز افزایش می‌یابد. دلیل این امر وابستگی شدید صنعت پتروشیمی به نفت و قیمت آن به‌عنوان مواد اولیه است. نااطمینانی تورم نیز تنها در دوره‌هایی که بازده سهام پایین بوده است اثر منفی و معناداری در سطح خطای ۱۰ درصد بر بازده سهام پتروشیمی دارد. در تحلیل این اثر می‌توان گفت هر چند در شرایط تورمی، بازار سهام یکی از گزینه‌های موجود برای حفظ ارزش پول است اما نتایج بیانگر این است که بازار سهام ایران نسبت

^۱ نحوه تعریف رژیم‌ها در مطالعات صورت گرفته بر اساس مطالعه همپلتون (۱۹۸۹) تعیین می‌گردد.

به میزان تورم ناکارآمد بوده و نمی‌تواند به‌عنوان پوششی در مقابل تورم عمل نماید. همچنین بر اساس آزمون‌های تشخیصی در مدل برآورد شده، اجزای اخلاص به‌صورت نرمال توزیع شده‌اند و دارای خودهمبستگی سریالی نمی‌باشند و واریانس جملات اخلاص نیز به‌صورت همسان توزیع شده است.

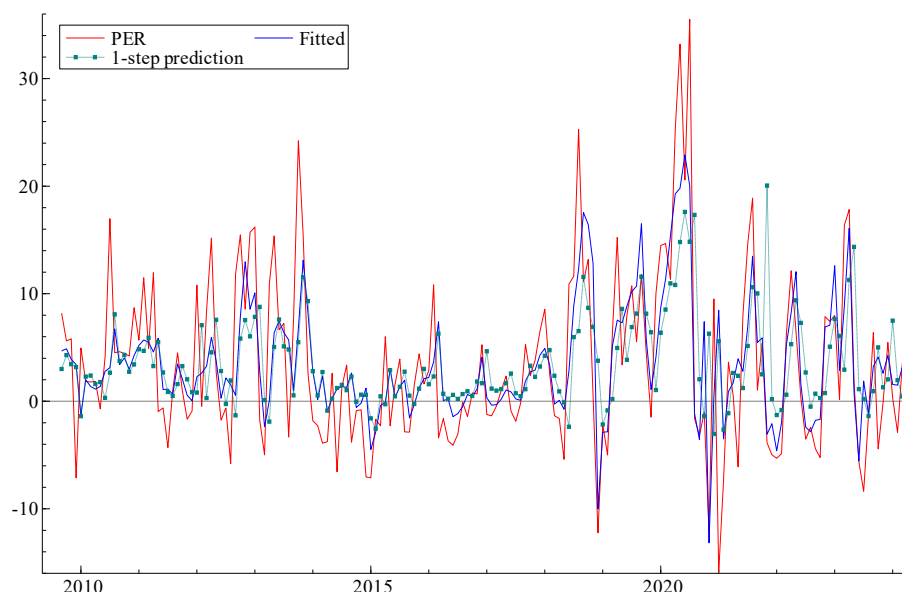
جدول ۷: خلاصه نتایج مدل برآورد شده

	رژیم یک (پربازده)			رژیم صفر (بازده کم)		
	آماره t	انحراف معیار	ضرایب	آماره t	انحراف معیار	ضرایب
Constant	۲/۰۶	۲/۷۶	۵/۶۹**	-۲/۳۵	۲/۸۷	-۳/۸۶**
PER _{t-1}	۵/۱۹	۰/۰۵	۰/۲۷***	۴/۰۴	۰/۱۰	۰/۴۲***
PER _{t-2}	۶/۵۶	۰/۰۴	۰/۰۲***	۰/۶۹	۰/۱۱	۰/۰۷
GEPU	۲/۵۰	۰/۰۰۹	۰/۱۳**	-۲/۰۱	۰/۰۱	-۰/۲۰**
ERRV	-۵/۵۴	۰/۰۱	-۰/۷۹***	۰/۷۳	۰/۰۲	۰/۱۵
InfV	۱/۰۱	۱/۶۰	۱/۶۰	-۱/۶۹	۱/۰۶	-۱/۷۹*
OilV	۳/۱۷	۰/۰۳	۰/۱۱***	۰/۶۶	۰/۰۶	۰/۰۴
Sigma		۰/۴۴	۱/۹۰		۰/۴۹	۶/۸۵
LL	-۵۵۹/۱۶					
Normality-test	(۴/۳۲)p-value [۰/۱۰]***					
ARCH-test	(۰/۰۴)p-value [۰/۸۲]***					
Portmanteau-test	(۲۹/۲۷)p-value [۰/۷۷]***					

*, **, و *** به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح خطای ۰/۱، ۰/۰۵، و ۰/۰۱ می‌باشند.

منبع: یافته‌های تحقیق

برای اینکه متوجه شد مدل برآورد شده، مدل بهینه است یا نه؛ باید مدل برآورد شده بتواند برازش مناسبی بر داده‌ها داشته باشد. بر این اساس، در نمودار شماره (۱) که نمودار مدل برآوردی است، خط آبی نمودار برازش شده مدل و خط قرمز نمودار واقعی مدل بر اساس داده‌های تحقیق می‌باشد. همان‌طور که مشاهده می‌شود مدل برازش شده به‌خوبی توانسته است مدل واقعی را پوشش دهد که این مطلب بیانگر این موضوع است که مدل تخمینی ما بهینه است.



نمودار (۱): روند مقادیر برآزش شده، واقعی و احتمالات پیش‌بینی بازده سهام صنعت پتروشیمی

منبع: یافته‌های تحقیق

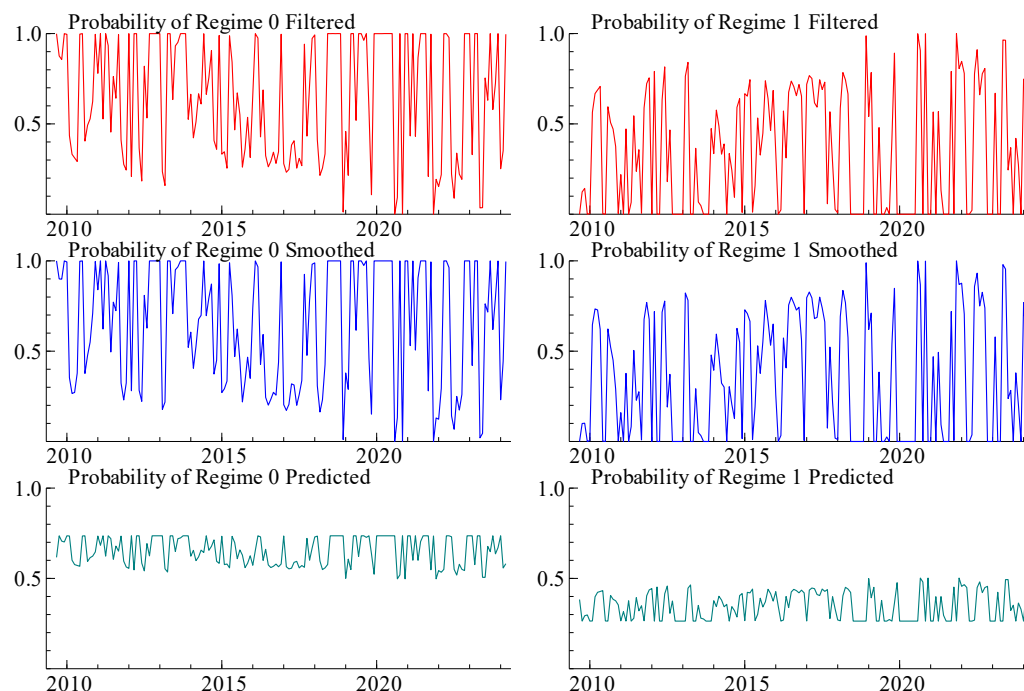
علاوه بر این، ویژگی‌های هر یک از رژیم‌ها در جدول شماره (۸) نمایش داده شده است. در این جدول، سطر اول آن، بیانگر تعداد مشاهداتی است که مجموع ماه‌های بررسی شده در هر یک از رژیم‌ها قرار دارند. سطر دوم احتمال قرار گرفتن در رژیم موردنظر را نشان می‌دهد و سطر سوم، میانگین طول دوره‌ها را نشان می‌دهد که مشاهدات به‌طور پیاپی در رژیم موردنظر قرار گرفته‌اند.

جدول ۸: ویژگی‌های هر یک از رژیم‌ها

نوع رژیم	رژیم صفر (رژیم کم بازده)	رژیم یک (رژیم پر بازده)
تعداد مشاهدات قرارگرفته در هر رژیم	۱۰۵	۷۰
احتمال قرار گرفتن در هر رژیم	۶۰	۴۰
میانگین دوره قرار گرفتن در هر رژیم	۳/۷۵	۲/۵۹

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که جدول فوق نشان می‌دهد تعداد ماه‌هایی که در رژیم کم بازده قرار گرفته و همچنین میانگین دوره‌های قرار گرفته شده در این رژیم، بیشتر از رژیم با بازده بالا بوده است. این امر بیانگر این است که اگر ما به‌طور تصادفی یکی از مشاهدات را برگزینیم، می‌توان گفت به احتمال ۶۰ درصد آن دوره در رژیم با بازده کم قرار خواهد گرفت. همه این مطالب بیانگر این مفهوم هستند که بازده سهام پتروشیمی در بورس اوراق بهادار تهران در رژیم کم بازده بیشتر از رژیم پر بازده بوده است.



نمودار (۲): نمودار رژیم‌ها بر اساس روند نموداری احتمالات فیلتر شده، هموار شده و پیش‌بینی مدل برآوردی

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۹: طبقه‌بندی رژیم‌ها بر اساس تعلق مشاهدات

رژیم صفر (رژیم کم بازده)	تعداد ماه‌های متوالی	رژیم پر (رژیم پر بازده)	تعداد ماه‌های متوالی
۲۰۰۹(۹) - ۲۰۱۰(۱)	۵	۲۰۱۰(۲) - ۲۰۱۰(۵)	۴
۲۰۱۰(۶) - ۲۰۱۰(۷)	۲	۲۰۱۰(۸) - ۲۰۱۰(۹)	۲
۲۰۱۰(۱۰) - ۲۰۱۱(۵)	۸	۲۰۱۱(۶) - ۲۰۱۱(۶)	۱
۲۰۱۱(۷) - ۲۰۱۱(۹)	۳	۲۰۱۱(۱۰) - ۲۰۱۱(۱۲)	۳
۲۰۱۲(۱) - ۲۰۱۲(۱)	۱	۲۰۱۲(۲) - ۲۰۱۲(۲)	۱
۲۰۱۲(۳) - ۲۰۱۲(۴)	۲	۲۰۱۲(۵) - ۲۰۱۲(۶)	۲
۲۰۱۲(۷) - ۲۰۱۳(۱)	۷	۲۰۱۳(۲) - ۲۰۱۳(۳)	۲
۲۰۱۳(۴) - ۲۰۱۴(۱)	۱۰	۲۰۱۴(۲) - ۲۰۱۴(۲)	۱
۲۰۱۴(۳) - ۲۰۱۴(۹)	۷	۲۰۱۴(۱۰) - ۲۰۱۴(۱۱)	۲
۲۰۱۴(۱۲) - ۲۰۱۴(۱۲)	۱	۲۰۱۵(۱) - ۲۰۱۵(۳)	۳
۲۰۱۵(۴) - ۲۰۱۵(۵)	۲	۲۰۱۵(۶) - ۲۰۱۵(۶)	۱
۲۰۱۵(۷) - ۲۰۱۵(۷)	۱	۲۰۱۵(۸) - ۲۰۱۵(۱۲)	۵
۲۰۱۶(۱) - ۲۰۱۶(۳)	۳	۲۰۱۶(۴) - ۲۰۱۶(۴)	۱
۲۰۱۶(۵) - ۲۰۱۶(۵)	۱	۲۰۱۶(۶) - ۲۰۱۶(۱۱)	۶
۲۰۱۶(۱۲) - ۲۰۱۶(۱۲)	۱	۲۰۱۷(۱) - ۲۰۱۷(۸)	۸
۲۰۱۷(۹) - ۲۰۱۷(۹)	۱	۲۰۱۷(۱۰) - ۲۰۱۷(۱۰)	۱

۲۰۱۷(۱) - ۲۰۱۸(۱)	۳	۲۰۱۸(۲) - ۲۰۱۸(۵)	۴
۲۰۱۸(۶) - ۲۰۱۸(۱۱)	۶	۲۰۱۸(۱۲) - ۲۰۱۹(۲)	۳
۲۰۱۹(۳) - ۲۰۱۹(۹)	۷	۲۰۱۹(۱۰) - ۲۰۱۹(۱۱)	۲
۲۰۱۹(۱۲) - ۲۰۲۰(۷)	۸	۲۰۲۰(۸) - ۲۰۲۰(۹)	۲
۲۰۲۰(۱۰) - ۲۰۲۰(۱۰)	۱	۲۰۲۰(۱۱) - ۲۰۲۰(۱۱)	۱
۲۰۲۰(۱۲) - ۲۰۲۱(۸)	۹	۲۰۲۱(۹) - ۲۰۲۱(۹)	۱
۲۰۲۱(۱۰) - ۲۰۲۱(۱۰)	۱	۲۰۲۱(۱۱) - ۲۰۲۲(۲)	۴
۲۰۲۲(۳) - ۲۰۲۲(۵)	۳	۲۰۲۲(۶) - ۲۰۲۲(۱۰)	۵
۲۰۲۲(۱۱) - ۲۰۲۳(۱)	۳	۲۰۲۳(۲) - ۲۰۲۳(۲)	۱
۲۰۲۳(۳) - ۲۰۲۳(۴)	۲	۲۰۲۳(۵) - ۲۰۲۳(۶)	۲
۲۰۲۳(۷) - ۲۰۲۳(۱۲)	۶	۲۰۲۴(۱) - ۲۰۲۴(۲)	۲
۲۰۲۴(۳) - ۲۰۲۴(۳)	۱		

منبع: یافته‌های تحقیق

علاوه بر آمار جدول ویژگی‌های رژیم‌ها، می‌توان تعلق هر مشاهده به رژیم‌های صفر یا یک را بر اساس احتمالات برآورد شده برای هر مشاهده بر اساس نمودار شماره (۲) مشاهده نمود. با این توضیح که، احتمالات فیلتر شده^۱ با استفاده از مشاهده تا t آمین مشاهده و احتمالات هموار شده^۲ با استفاده از کل مشاهدات به‌دست می‌آیند. همان‌طور که مشاهده می‌شود مجموع احتمالات برای هر ماه برابر با یک است. به‌بیانی دیگر، داده انتخابی ماه موردنظر در یکی از رژیم‌های صفر و یک می‌تواند قرار داشته باشد. علاوه بر این، تعلق مشاهدات دوره مورد مطالعه به رژیم‌های کم بازده و پر بازده در جدول شماره (۹) قابل مشاهده است. این جدول هم نشان می‌دهد که تعداد مشاهدات در رژیم کم بازده بیشتر از رژیم پر بازده بوده است. همچنین، در جدول شماره (۱۰)، احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر نمایش داده شده است. به‌صورتی که در این جدول، عناصر قطر اصلی بیانگر پایداری رژیم‌ها و بقیه عناصر بیانگر احتمالات تغییر رژیم می‌باشد.

جدول ۱۰: احتمال ثبات و انتقال رژیم‌ها

رژیم یک (رژیم پر بازده) و دوره t	رژیم صفر (رژیم کم بازده) و دوره t	رژیم صفر (کم بازده) و دوره $t+1$
۰/۴۹۷۷۰	۰/۷۳۶۰۴	رژیم صفر (کم بازده) و دوره $t+1$
۰/۵۰۲۳۰	۰/۲۶۳۹۶	رژیم یک (پر بازده) و دوره $t+1$

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول فوق نشان می‌دهد؛ چنانچه اگر بازده سهام در دوره t در رژیم کم بازده قرار گرفته باشد به احتمال ۷۳ درصد در دوره $t+1$ نیز در رژیم کم بازده قرار خواهد داشت و به احتمال ۲۷ درصد به رژیم پر بازده منتقل خواهد شد. ولی چنانچه بازده سهام در دوره t در رژیم پر بازده (رژیم یک) قرار داشته باشد به احتمال ۵۱ درصد

¹ Filterd Probabilities

² Smoothed Probabilities

در دوره $t+1$ نیز در این رژیم باقی خواهد ماند و به احتمال ۴۹ درصد به رژیم کم بازده منتقل خواهد شد. از این‌رو جدول فوق، بیانگر این است که پایداری رژیم صفر (رژیم کم بازده) نسبت به رژیم پر بازده بیشتر است و به بیانی دیگر، رژیم پر بازده ناپایدارتر از رژیم کم بازده است.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

با وجود گسترش ارتباطات جهانی و انتقال سریع اطلاعات میان بازارهای مختلف در کشورهای جهان، وجود نااطمینانی‌ها در سطح جهانی می‌تواند بر بازارها و دارایی‌های مالی جهانی در هر کشوری تأثیر بگذارد. لذا با توجه به میزان تأثیرپذیری کشورهای مختلف از یکدیگر در سطح جهانی و به تبع آن وجود هر گونه نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی جهانی، بازارهای مالی مختلف کشورها در جهان را می‌تواند تحت تأثیر قرار دهد. از سوی دیگر، جایگاه بازارهای مالی به‌ویژه بازار سهام در تجهیز و تخصیص منابع مالی از اهمیت به‌سزایی برخوردار است. در میان بازارهای مالی نیز شاخص قیمت سهام صنایع از جمله مهم‌ترین ارکان سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی است. در میان صنایع موجود در بازار سهام ایران نیز، صنعت پتروشیمی به‌عنوان صنعت راهبردی و مادر و منبع تغذیه سایر بخش‌ها، یکی از مهم‌ترین، تأثیرگذارترین و از لحاظ گستره جغرافیایی، یکی از وسیع‌ترین صنایع در بازار سهام ایران است که نقش مهمی در رونق اقتصادی و همچنین ارزآوری دارد. از این‌رو، با توجه به اهمیت بازارهای مالی به‌ویژه بازار سهام و تأثیرپذیری این بازار از نااطمینانی‌های سیاست‌های اقتصادی، در این پژوهش با استفاده از داده‌های ماهانه بازه زمانی ۱۳۸۸:۱ تا ۱۴۰۲:۱۲ به بررسی اثرات غیرخطی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی به همراه نااطمینانی متغیرهای نرخ ارز، تورم و شاخص قیمت نفت بر بازده شاخص صنعت پتروشیمی به‌عنوان مهم‌ترین صنعت در بازار سهام ایران در قالب مدل‌های غیرخطی مارکف سوئیچینگ در رژیم‌های مختلف کم بازده و پر بازده صنعت پتروشیمی پرداخته شد. در این راستا، ابتدا با استفاده از مدل‌های خانواده گارچ نمایی، نااطمینانی متغیرهای نرخ ارز، تورم و قیمت نفت محاسبه شد. بدین‌صورت که ابتدا متغیرهای موردنظر از نظر ایستایی مورد بررسی قرار گرفتند، سپس با استفاده از معیارهای انتخاب برازش مدل مناسب، مدل‌های ARIMA مناسب انتخاب و نهایتاً با استفاده از مدل‌های EGARCH، نااطمینانی متغیرهای نرخ ارز، تورم و قیمت نفت استخراج شدند. سپس، بعد از محاسبه نااطمینانی متغیرهای مذکور به همراه متغیر نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی مستخرج از سایت نااطمینانی سیاست اقتصادی، اثرات نااطمینانی متغیرها با استفاده از مدل‌های مارکف بر بازده سهام صنعت پتروشیمی در دوره‌های زمانی پر بازده و کم بازده مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. نتایج حاصل از برآورد مدل قابل تفکیک به دو رژیم کم بازده (رژیم صفر) و رژیم پر بازده (رژیم یک) نشان می‌دهد که نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی اثرات نامتقارنی بر بازده سهام صنعت پتروشیمی دارد. بدین گونه که این اثر در رژیم کم بازده منفی و در رژیم پر بازده مثبت به‌دست آمد. علاوه بر این، اثر نااطمینانی متغیرهای نرخ ارز و قیمت نفت تنها در رژیم یک (رژیم پر بازده صنعت پتروشیمی) مثبت و معنادار و نهایتاً اثر نااطمینانی نرخ تورم در رژیم کم بازده بر بازده صنعت پتروشیمی منفی و معنادار به‌دست آمدند. بنابراین، نتایج پژوهش حاکی از آن دارد که نااطمینانی‌های اقتصادی داخلی و جهانی به‌عنوان عوامل مؤثر و دارای اثرات نامتقارن

در تغییر رفتار نوسانات بازار سهام ایران به‌ویژه صنعت پتروشیمی می‌باشند. از این‌رو، پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی قبل از هر گونه سیاست‌گذاری، ناطمینانی‌های سیاست‌های اقتصادی داخلی و جهانی را در رژیم‌های مختلف مطالعه و سپس اقدام به اعمال سیاست‌گذاری نمایند. علاوه بر این، با توجه به تشدید تحریم‌های اقتصادی و افزایش ریسک‌های ژئوپلیتیک و ریسک‌های سیستماتیک در بازار سرمایه، پیشنهاد می‌شود در تحقیقات آتی، اثر تحریم‌های اقتصادی به‌عنوان یکی دیگر از مهم‌ترین عوامل مؤثر در کنار ناطمینانی‌های اقتصادی بر روند صنایع موجود در بازار سهام در رژیم‌های مختلف سهامی مورد بررسی و ارزیابی قرار بگیرند.

فهرست منابع

- آشنا، ملیحه؛ لعل خضری، حمید. (۱۳۹۹). همبستگی پویای شاخص ناطمینانی سیاست اقتصادی جهانی با نوسان بازارهای سهام، ارز و سکه در ایران: کاربرد الگوی M-GARCH رهیافت DCC. *مدل‌سازی اقتصادسنجی*، ۵(۲)، ۱۴۷-۱۷۲.
- پهلوان، ساره؛ نجفی مقدم، علی؛ امام وردی، قدرت اله؛ دارابی، رویا. (۱۴۰۱). بررسی تأثیر ریسک‌های مالی، اقتصادی سیاسی و بین‌الملل بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش ARDL/دانش سرمایه‌گذاری، ۱۱(۴۱)، ۳۰۳-۳۳۲.
- حیدرپور، افشین؛ پورشهایی، فرشید (۱۳۹۱). تبیین آثار ناطمینانی اقتصادی بر متغیرهای کلان اقتصاد (مطالعه موردی: ایران). *مجلس و راهبرد*، ۱۹(۷۱)، ۱۲۵-۱۴۸.
- حیدری، حسن؛ رفاح کهریز، آرش (۱۳۹۶). کنکاشی بر میزان پایداری بازار سهام در اثر تغییرات نرخ تورم و ناطمینانی آن: رویکرد تغییر رژیم مارکف گارچ، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادسنجی*، ۱(۸)، ۸۵-۱۱۰.
- زمردیان، غلامرضا، شعبان زاده، مهدی، و شریعت زاده، ایرج. (۱۳۹۴). بررسی اثرپذیری بازار سرمایه ایران از عدم اطمینان سیاست پولی و مالی. *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۶(۲۵)، ۸۱-۱۰۶.
- شکرخواه، جواد، آسیایی، محمدرضا و محمودی، مهدی. (۱۴۰۲). رابطه عدم اطمینان اقتصادی و همزمانی بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۱۶(۶۲)، ۲۲۵-۲۵۲.
- صمدی، سعید، و بیانی، عذرا. (۱۳۹۰). بررسی ارتباط متغیرهای کلان اقتصادی و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران. *اقتصاد مالی*، ۵(۱۶)، ۹۱-۱۱۱.

- Anderson, E. W., Ghysels, E., & Juergens, J. L. (2009). The impact of risk and uncertainty on expected returns. *Journal of Financial Economics*, 94(2), 233-263.
- Arouri, M., Estay, C., Rault, C., & Roubaud, D. (2016). Economic policy uncertainty and stock markets: Long-run evidence from the US. *Finance Research Letters*, 18, 136-141.

- Basher, S. A., Haug, A. A., & Sadorsky, P. (2018). The impact of oil-market shocks on stock returns in major oil-exporting countries. *Journal of International Money and Finance*, 86, 264-280.
- Bekiros, S., Gupta, R., & Kyei, C. (2016). On economic uncertainty, stock market predictability and nonlinear spillover effects. *The North American journal of economics and finance*, 36, 184-191.
- Bijsterbosch, M., & Guérin, P. (2013). Characterizing very high uncertainty episodes. *Economics Letters*, 121(2), 239-243.
- Bonfiglioli, A., Crinò, R., & Gancia, G. (2022). Economic uncertainty and structural reforms: Evidence from stock market volatility. *Quantitative Economics*, 13(2), 467-504.
- Brogaard, J., & Detzel, A. (2015). The asset-pricing implications of government economic policy uncertainty. *Management Science*, 61(1), 3-18.
- Brooks, C. (2014). Introductory econometrics for finance. Cambridge University Press, Cambridge - Chen SS (2007) Does monetary policy have asymmetric effects on stock returns? *J Money CreditBank* 39(2-3): 667-688.
- Chiang, T. C. (2019). Economic policy uncertainty, risk and stock returns: Evidence from G7 stock markets. *Finance Research Letters*, 29, 41-49.
- Dockery, E., & Efentakis, M. (2008). An empirical comparison of alternative models in estimating value-at-risk: evidence and application from the LSE. *International Journal of Monetary Economics and Finance*, 1(2), 201-218.
- Erdoğan, L., Ceylan, R., & Abdul-Rahman, M. (2022). The impact of domestic and global risk factors on Turkish stock market: Evidence from the NARDL approach. *Emerging Markets Finance and Trade*, 58(7), 1961-1974.
- Fang, L., Chen, B., Yu, H. & Qian, Y. (2018). The Importance of Global Economic Policy Uncertainty in Predicting Gold Futures Market Volatility: a GARCH-MIDAS approach. *Journal of Futures Markets*, 38(3): 413-422.
- Ghani, M., & Ghani, U. (2024). Economic policy uncertainty and emerging stock market volatility. *Asia-Pacific Financial Markets*, 31(1), 165-181.
- Goldfeld, S. M., & R. E. Quandt. (1973). A markov model for switching regressions. *Journal of Econometrics*, 1(1): 3-15.
- Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of non stationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57(2): 357-384.
- Hoque, M. E., & Zaidi, M. A. S. (2019). The impacts of global economic policy uncertainty on stock market returns in regime switching environment: Evidence from sectoral perspectives. *International Journal of Finance & Economics*, 24(2), 991-1016.
- Huang, W. Q., & Liu, P. (2022). Asymmetric effects of economic policy uncertainty on stock returns under different market conditions: evidence from G7 stock markets. *Applied Economics Letters*, 29(9), 780-784.
- Kang, W., & Ratti, R. A. (2013). Oil shocks, policy uncertainty and stock market return. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 26, 305-318.
- Ko, J. H., & Lee, C. M. (2015). International economic policy uncertainty and stock prices: Wavelet approach. *Economics Letters*, 134, 118-122.

- Krolzig, H. M. (2013). *Markov-switching vector autoregressions: Modelling, statistical inference, and application to business cycle analysis* (Vol. 454). Springer Science & Business Media.
- Li, Y., Ma, F., Zhang, Y., & Xiao, Z. (2019). Economic policy uncertainty and the Chinese stock market volatility: new evidence. *Applied Economics*, 51(49), 5398-5410.
- Liu, X., Wang, Y., Du, W., & Ma, Y. (2022). Economic policy uncertainty, oil price volatility and stock market returns: Evidence from a nonlinear model. *The North American Journal of Economics and Finance*, 62.
- Liu, Y., Zheng, Y., & Drakeford, B. (2019). Reconstruction and dynamic dependence analysis of global economic policy uncertainty. *Quantitative Finance and Economics*, 3(3), 550-561.
- Nusair, S. A., & Al-Khasawneh, J. A. (2022). Impact of economic policy uncertainty on the stock markets of the G7 Countries: a nonlinear ARDL approach. *The Journal of Economic Asymmetries*, 26, e00251.
- Pastor, L., & Veronesi, P. (2012). Uncertainty about government policy and stock prices. *The Journal of Finance*, 67(4), 1219-1264.
- Psaradakis, Z., Spagnolo, N. (2003). On the determination of the number of regimes in markov switching autoregressive models. *Journal of Time Series Analysis*, 24, 237-252.
- Quandt, R. E. (1972). A new approach to estimating switching regressions, *Journal of the American Statistical Association*, 67, 306-310.
- Rose, A. K., & Spiegel, M. M. (2010). Cross-country causes and consequences of the 2008 crisis: International linkages and American exposure. *Pacific Economic Review*, 15(3), 340-363.
- Sekmen, F. (2011). Exchange rate volatility and stock returns for the US. *African Journal of Business Management*, 5(22), 9659-9664.
- Sharma, A. K. (2024). Asymmetric nexus between economic policy uncertainty and the Indian stock market: Evidence using NARDL approach. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 93, 91-101.
- Suleman, T. (2013). dynamics of political riskrating and stock market volatility. School of Economics and Finance Victoria University.
- Wang, Z., Xing, T., & Wang, X. (2024). Economic uncertainty and stock market asymmetric volatility: Analysis based on the asymmetric GARCH-MIDAS model. *International Journal of Emerging Markets*.
- Wu, T. P., Liu, S. B., & Hsueh, S. J. (2016). The causal relationship between economic policy uncertainty and stock market: A panel data analysis. *International Economic Journal*, 30(1), 109-122.
- Yang, T., Zhou, F., Du, M., Du, Q., & Zhou, S. (2023). Fluctuation in the global oil market, stock market volatility, and economic policy uncertainty: a study of the US and China. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 87, 377-387.
- Yu, H., Fang, L., & Sun, W. (2018). Forecasting performance of global economic policy uncertainty for volatility of Chinese stock market. *Physica A: Statistical Mechanics and its applications*, 505, 931-940.

Zhu, H., Su, X., You, W., & Ren, Y. (2017). Asymmetric effects of oil price shocks on stock returns: evidence from a two-stage Markov regime-switching approach. *Applied Economics*, 49(25), 2491-2507.

Investigating the impact of Global Economic Policy Uncertainty on the Petrochemical Industry Efficiency in the Iranian Stock Market

Mohammad Rafiei Keshtiban¹

Tahereh Akhoondzadeh²

Mohammad Sokhanvar³

Abstract

The study of the changes that have occurred in the Iranian stock market, as one of the most important sectors of the country's economy, has always been affected by various factors, including uncertainties in domestic and foreign economic policies. These uncertainties in the economic environment can significantly weaken the ability of a country's financial system to allocate resources optimally and support economic growth. On the other hand, one of the most important industries in the Iranian stock market is the petrochemical industry, which plays a fundamental role in the country's economy as a strategic industry and the mother and source of nutrition for other sectors. Hence, the aim of this study is to investigate the effects of global economic policy uncertainty along with the variables of exchange rate, inflation, and oil price uncertainties on the returns of petrochemical industry stocks in the Iranian stock market in different periods of high and low returns for this industry. In this regard, monthly data from the period 2009 to 2024 and the nonlinear Markov switching approach have been used. The results of the study indicate that global economic policy uncertainty has asymmetric effects on the stock returns of the petrochemical industry in low and high-return regimes. Moreover, exchange rate and oil price uncertainties only have significant effect in the high-return regime, but inflation rate uncertainty in the low-return regimes has a significant effect on the petrochemical industry in the Iranian stock market.

Keywords: Global Economic Policy Uncertainty, Nonlinear Markov Switching Model, Petrochemical Industry, Stock Return.

JEL Classification: C58, E44, G15

¹ - PhD student in Financial Economics, Department of Economics, Ur.C., Islamic Azad University, Urmia, Iran

² - Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Ur.C., Islamic Azad University, Urmia, Iran
(Corresponding Author)

m.rafiekeshtiban@iau.ac.ir

ta.akhoondzadeh@iau.ac.ir

³ - Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Ur.C., Islamic Azad University, Urmia, Iran
mohammad.Sokhanvar@iau.ac.ir