The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 18, No. 35, spring and summer 2026, P: 272-309

Exploring the asymmetric impact of domestic and global economic policy uncertainty on the stock market index in Iran

Sakineh Sojoodi[*1], Parisa Yousefi[2], Elmira Azizi Norouzabadi[3]

Received: 31-12-2024 Accepted: 17-11-2025

Extended Abstract

Purpose: The stock market plays a critical role in economic growth and development by channeling savings into productive investments. For emerging economies like Iran, stock market stability is essential to reduce dependence on oil revenues and achieve economic diversification. However, Iran's stock market is highly sensitive to fluctuations in economic policy uncertainty (EPU), both domestically and globally. Domestic uncertainties often stem from unpredictable government policies, inflation volatility, and fiscal deficits, while global uncertainties relate to international trade disputes, geopolitical risks, and macroeconomic instability in major economies. The asymmetric nature of these uncertainties means that their positive and negative shocks can impact the stock market differently.

This study investigates these asymmetric impacts of domestic EPU and global economic policy uncertainty (GEPU) on the Tehran Stock Exchange (TSE) index. Unlike linear approaches, this research adopts a nonlinear perspective, recognizing that financial markets often react disproportionately to policy shocks. Understanding these dynamics is crucial in a country like Iran, where economic policy inconsistencies and external sanctions frequently disrupt financial markets. The research addresses the key gaps in the literature by exploring short- and long-term asymmetries in the relationship between EPU, GEPU, and stock market performance in Iran.

Methodology: To explore the asymmetric impact of policy uncertainty, this study uses quarterly data spanning from 2011 to 2023. Two primary indices, EPU and GEPU, are constructed using advanced statistical techniques as follows:

[1]. Corresponding Author. Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, University of Tabriz, Tabriz, Iran. Email: sakinehsojoodi@gmail.com
[2]. Master's Student, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, University of Tabriz, Tabriz, Iran. Email: yousefiparisa400@gmail.com
[3]. Master's Student, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, University of Tabriz, Tabriz, Iran. Email: Elmira.azizi2000@gmail.com

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 35, spring and summer 2026, P: 272-309

a. Extended Kalman Filtering (EKF): This technique extracts time-varying economic uncertainty from government spending, taxation, and exchange rate data.
b. Principal Component Analysis (PCA): This technique aggregates multiple macroeconomic variables to create robust composite indices for both EPU and GEPU.
The Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) model is employed to capture asymmetries. This model is particularly useful in disentangling the short-term and long-term impacts of positive and negative shocks on the stock market. Unlike traditional models, the NARDL framework accounts for the fact that financial markets may react differently to increases and decreases in uncertainty. Additional variables such as inflation, gold prices, and the COVID-19 pandemic are included to control for their influences on market dynamics.
The methodological rigor of this study lies in its ability to combine advanced econometric modeling with real-world relevance. By isolating the asymmetric effects of policy uncertainty, it provides a nuanced understanding of the factors driving stock market performance in Iran.

Findings and Discussion: Asymmetric effects of domestic EPU: The findings reveal that positive shocks to domestic policy uncertainty have a significantly negative impact on the stock market in both short and long terms. Investors respond to heightened uncertainty by withdrawing investments or reallocating them to safer assets, leading to market declines. Negative shocks, however, have a weaker influence, suggesting that reduced uncertainty does not immediately restore the investor confidence. This highlights the persistent nature of market skepticism in Iran, driven by a history of abrupt policy changes and economic mismanagement.
Impact of GEPU on Iran's stock market: Global policy uncertainty has a limited but noticeable effect on the stock market. Positive shocks to GEPU negatively affect the stock market index in the short term as investors anticipate reduced trade flows, currency depreciation, and heightened risk premiums. However, the long-term effects are muted, reflecting Iran's limited integration into global financial markets due to sanctions and trade restrictions. Negative shocks to GEPU indicate reduced global uncertainty and, thus, have an insignificant impact, reinforcing the dominance of domestic factors in shaping Iran's stock market performance.
Role of inflation and gold prices: Inflation positively correlates with nominal stock market growth, primarily due to asset hedging behaviors in inflationary environments. Gold prices, on the other hand, do not show significant interactions with the stock market; they challenge conventional wisdom about the role of gold as a safe haven. This finding underscores the inefficiencies and speculative nature of Iran's financial markets.
COVID-19 pandemic as a case study: Contrary to expectations, the COVID-19 pandemic had a short-term positive impact on the stock market. Government interventions, including liquidity injections and fiscal support, stabilized investor sentiment during the crisis. This highlights the importance of timely and targeted

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 35, spring and summer 2026, P: 272-309

policy responses in mitigating the adverse effects of uncertainty shocks.

Conclusions and Policy Implications: This research underscores the critical role of domestic policy uncertainty in influencing Iran's stock market. While global uncertainties have a secondary effect, the findings suggest that policymakers must prioritize the reduction of domestic EPU to enhance market stability and investor confidence. The key conclusions and policy recommendations are itemized below:
a. Reducing domestic policy uncertainty: Transparent communication of fiscal and monetary policies is essential for mitigating uncertainty. Policymakers should adopt predictable and consistent strategies to stabilize investor expectations and reduce the adverse effects of policy shocks.
b. Strengthening financial institutions: Enhancing the transparency and governance of financial markets can attract long-term investments and reduce speculative behaviors. Regulatory reforms should focus on improving market efficiency and protecting investor rights.
c. Gradual global integration: Iran's limited exposure to global financial markets shields it from some external shocks. It also restricts opportunities for diversification and resilience. Gradual reintegration into global trade and financial systems can help to mitigate domestic vulnerabilities and create new growth avenues.
d. Leveraging crisis management lessons: The positive impact of COVID-19 interventions demonstrates the importance of proactive policy measures during economic crises. Establishing contingency plans and improving policy coordination can enhance the government’s ability to manage future uncertainties.
This study has broader implications for developing economies facing similar challenges. The asymmetric effects of policy uncertainty observed in Iran may apply to other countries with volatile political environments, limited financial infrastructure, and heavy dependence on domestic markets. The findings emphasize the need for a stable environment to foster economic growth and resilience in emerging markets.
This research contributes to the literature by highlighting the nonlinear and asymmetric nature of the impacts of policy uncertainty on stock markets. By focusing on Iran, a country with unique economic and political characteristics, it fills a critical gap in understanding the interplay between policy uncertainty and financial markets in emerging economies.

Keywords: Economic Policy Uncertainty, Iran Stock Market, Asymmetric Effects, Nonlinear ARDL Model, Domestic and Global Shocks

JEL Classification: E32, G10, C32.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال هجدهم، شماره سی و پنجم، بهار و تابستان ۱۴۰۵، ص: ۲۷۲-۳۰۹

بررسی اثر نامتقارن نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی و جهانی بر شاخص کل بازار سهام ایران

سکینه سجودی*[۱]، پریسا یوسفی[۲]، المیرا عزیزی نوروزآبادی[۳]

دریافت: ۱۰-۱۰-۱۴۰۳ پذیرش: ۲۶-۰۸-۱۴۰۴

چکیده

این مطالعه تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی (EPU) و جهانی (GEPU) بر شاخص کل بازار سهام ایران را در بازه‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی می‌کند. برای این منظور، از داده‌های فصلی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۲ و مدل NARDL استفاده شده است. شاخص EPU با بهره‌گیری از متغیرهای سیاستی (مخارج دولت، مالیات، نقدینگی، نرخ ارز) و روش‌های فیلتر کالمن بسط‌یافته (EKF) و تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA) محاسبه شده است. نتایج نشان می‌دهد که چه در کوتاه‌مدت و چه بلندمدت، شوک‌های مثبت و منفی EPU تأثیر منفی، معنی‌دار و متقارنی بر شاخص سهام دارند. همچنین اثر شوک‌های GEPU بر شاخص بازار سهام در کوتاه‌مدت نامتقارن بوده و شوک‌های مثبت GEPU در کوتاه‌مدت ابتدا اثری مثبت و سپس اثر منفی دارند، در حالی که شوک‌های منفی آن اثر مثبت ایجاد می‌کنند. با این حال، بر اساس نتایج به دست آمده شوک‌های GEPU در بلندمدت تأثیر معنی‌داری بر شاخص بازار سهام ندارد. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که شاخص قیمت مصرف‌کننده و بحران کووید-۱۹ نیز در بلندمدت اثر مثبت و معنی‌داری بر شاخص بازار سهام داشته‌اند.

واژگان کلیدی: نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی، نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی، شاخص کل بازار سهام، NARDL، فیلتر کالمن بسط یافته، تحلیل مولفه‌های اصلی.

طبقه‌بندی JEL: C32, G10, E32,

[۱]. نویسنده مسئول. دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.
sakinehsojoodi@gmail.com

[۲]. دانشجوی کارشناسی ارشد،گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.
yousefiparisa400@gmail.com

[۳]. دانشجوی دکترای تخصصی،گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.
Elmira.azizi2000@gmail.com

۱- مقدمه

بازار سهام ایران، به‌عنوان یک بازار نوظهور، نقش حیاتی در جذب سرمایه‌های خرد، تأمین مالی بنگاه‌ها، و تقویت رشد اقتصادی پایدار ایفا می‌کند. با این حال، این بازار به‌دلیل ویژگی‌های اقتصاد ایران، از جمله وابستگی به درآمدهای نفتی و قرار گرفتن در معرض ریسک‌های داخلی و خارجی، با نوسانات و نااطمینانی‌های قابل‌توجهی مواجه است. یکی از معیارهایی که وضعیت کلی نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی داخلی یک کشور را نشان می‌دهد، عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی[1] (EPU) است. نااطمینانی سیاست اقتصادی شاخصی است که یا بر اساس تعداد کلیدواژه‌های مربوط به عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی در اخبار و مقالات روزنامه‌های مهم یک کشور و یا بر مبنای نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی محاسبه می‌شود. EPU با ایجاد بی‌ثباتی در انتظارات و رفتارهای سرمایه‌گذاران، تمایل به سرمایه‌گذاری در دارایی‌های پرریسک مانند سهام را کاهش می‌دهد. این امر می‌تواند به افت اعتماد، کاهش نقدشوندگی، و در نتیجه نزول شاخص کل بازار سهام منجر شود.

شاخص ریسک دیگری که می‌تواند تصمیمات سرمایه‌گذاران در بازار سهام را متأثر کند، عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی جهانی[2] (GEPU) است. GEPU میانگین موزون بر حسب GDP شاخص EPU برای ۲۱ اقتصاد تاثیرگذار جهانی است[3]. با توجه به جهانی‌شدن و ارتباط تنگاتنگ اقتصادی کشورها، تحولات و تلاطم‌های اقتصادی و همچنین سیاست‌های اقتصادی کشورهای دیگر (به ویژه اقتصادهای بزرگ و کشورهای شریک تجاری) می‌تواند اقتصاد یک کشور و از جمله بازار سهام را تحت تأثیر قرار دهد (نوسیر و الخسانه[4]، ۲۰۲۳: ۱۸۵۴). نکته مهم این است که تأثیر هر دو متغیر EPU و GEPU می‌تواند نامتقارن باشد، یعنی تأثیر تغییرات مثبت این متغیرها با تأثیر تغییرات منفی متفاوت باشد. در نظر گرفتن عدم تقارن این عوامل ریسکی در بازده بازار سهام

---

[1]. Economic Policy Uncertainty
[2]. Global Economic Policy Uncertainty
[3]. https://www.policyuncertainty.com/global_monthly.html
[4]. Nusair & Al-Khasawneh (2023)

بسیار مهم است، زیرا انتظار می‌رود که واکنش فعالان اقتصادی به اخبار خوب و اخبار بد متفاوت باشد (اردوغان و همکاران[1]، ۲۰۲۲: ۱۹۶۴).

با توجه به تأثیر مهمی که متغیرهای عدم‌قطعیت سیاست‌های اقتصادی داخلی و جهانی می‌تواند بر اقتصاد ایران و به‌ویژه بازار سهام داشته باشد، بررسی این عوامل در بازار سهام ایران، به‌عنوان بستری پویا برای رشد اقتصادی، ضرورتی استراتژیک دارد. در اقتصاد ایران که با چالش‌های ساختاری مانند وابستگی به نفت، تحریم‌های بین‌المللی، و نوسانات شدید ارزی دست‌وپنجه نرم می‌کند، بازار سهام می‌تواند موتور محرکه تأمین مالی و توسعه پایدار باشد. مطالعه حاضر با تحلیل اثرات نامتقارن EPU و GEPU بر شاخص کل بازار سهام، به روشن‌سازی چگونگی واکنش بازار سهام به شوک‌های مثبت و منفی این دو متغیر می‌پردازد و از این طریق توصیه‌های سیاستی مناسب برای کنترل این اثرات ارائه می‌کند.

وجه تمایز این مطالعه با مطالعات قبلی این است که مطالعات داخلی به اثرات نامتقارن عوامل ریسک‌زای داخلی و خارجی بر شاخص بازار سهام نپرداخته‌اند. بنابراین، در این مطالعه تلاش می‌شود با بکارگیری روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیع شده غیر خطی[2] (NARDL) این اثرات نامتقارن در نظر گرفته شود. مزیت اصلی این رویکرد آن است که نه تنها تغییرات مثبت و منفی متغیرهای توضیحی را بررسی می‌کند، بلکه در این روش برای برآورد رابطه بلندمدت به پویایی‌های کوتاه مدت نیز توجه می‌شود. تمایز دوم این مطالعه در روش محاسبه متغیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی است. همان طور که در مطالعه اعلائی و همکاران[3] (۱۳۹۸) اشاره شده است، محاسبه این دو متغیر عمدتاً از طریق تحلیل اخبار اقتصادی و همچنین ترکیب نوسانات متغیرهای اقتصادی انجام می‌شود. مطالعه حاضر به جای شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر حسب اخبار که توسط موسسه نااطمینانی سیاست اقتصادی[4] محاسبه و ارائه می‌شود، با استفاده از نوسانات مهمترین متغیرهای سیاستی، یعنی مخارج دولت، حجم نقدینگی، مالیات و نرخ ارز به محاسبه

[1]. Erdoğan et al. (2022)
[2]. Non-Auto Regresive Distributed Lag
[3]. Alaee et al. (2019)
[4]. www.policyuncertainty.com/

نااطمینانی سیاست‌های داخلی پرداخته است. روش مورد استفاده در این مطالعه نسبت به شاخص محاسبه شده توسط موسسه مذکور دارای مزایایی است، از جمله شاخص محاسبه شده توسط موسسه جهانی دارای مقداری است که برای بسیاری از سال‌ها صفر است و نوسانات آن کم است. علاوه بر این، برای شرایط ایران که نیازمند تحلیل‌های دقیق و بومی برای تصمیم‌گیری بهتر در سیاست‌گذاری است، روش محقق مناسب‌تر به نظر می‌رسد. این روش بر پایه داده‌های واقعی و کلیدی اقتصاد ایران است و می‌تواند انعکاس بهتری از تغییرات واقعی و تأثیرات سیاست‌های اقتصادی ارائه دهد. همچنین در اغلب مطالعات داخلی (برای مثال خضری و همکاران[1]، ۱۴۰۱؛ فتوره‌چی و همکاران[2]، ۱۴۰۱) برای محاسبه نوسانات متغیرهای سیاستی از الگوی واریانس ناهمسان شرطی[3] (ARCH) استفاده شده در حالی که در این مطالعه با بکارگیری روش فیلتر[4] کالمن بسط یافته[5] (EKF) و تحلیل مولفه‌های اصلی[6] (PCA) یک شاخص ترکیبی از نوسانات متغیرهای سیاستی استخراج شده است. مزیت این روش به مدل ARCH این است که در مدل ARCH در صورت رد فرضیه صفر مبنی بر نبود اثرات ARCH امکان محاسبه نوسانات متغیرها از این روش وجود ندارد.

مطالعه حاضر در ۵ بخش تهیه شده‌است. در بخش دوم، به بررسی ادبیات موضوع پرداخته شده که شامل مبانی نظری و پیشینه تحقیق است. در بخش سوم روش‌شناسی تحقیق معرفی می‌شود که الگوی تحقیق، روش تحلیل و داده‌های مورد استفاده را شرح می‌دهد. بخش چهارم مقاله، یافته‌های تجربی را مورد بحث قرار می‌دهد و نتایج تحقیق تبیین می‌شود. در بخش آخر ضمن ارائه خلاصه‌ای از مطالب، مهم‌ترین نتایج و توصیه‌های سیاستی مرتبط به این نتایج ارائه داده می‌شود.

---

1. Khezri et al. (2022)
2. Fotourechi et al. (2022)
3. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
4. روش فیلترینگ یکی از روش‌های متداول در محاسبه نوسانات متغیرهای اقتصادی است:

(Svec & Katrak, 2017 و Racicot & Théoret, 2010)

5. Extended Kalman Filter
6. Principal Component Analysis

۲- مروری بر ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی به معنای عدم پیش‌بینی‌پذیری در سیاست‌های مالی، پولی و نظارتی دولت است. این عدم قطعیت ناشی از تصمیمات سیاست‌گذاری غیرمنتظره می‌تواند تأثیرات مستقیم و غیر مستقیمی بر اقتصاد داشته باشد. طبق نظریه‌های مالی رفتاری، افزایش نااطمینانی باعث گریز سرمایه‌گذاران از دارایی‌های پرریسک می‌شود و تمایل به سرمایه‌گذاری در دارایی‌های امن مانند طلا یا اوراق قرضه را افزایش می‌دهد (شیخ و والاب[1]، ۲۰۲۴: ۳۸۳۸). پاستور و ورونزی[2] (۲۰۱۳) تأکید می‌کنند که بی‌ثباتی در سیاست‌های اقتصادی می‌تواند به‌طور مستقیم بازده بازار سهام را کاهش دهد. آن‌ها معتقدند که افزایش EPU با ایجاد تردید در ذهن سرمایه‌گذاران، تمایل به سرمایه‌گذاری در بازارهای پرریسک مانند سهام را کاهش داده و موجب افت احتمالی در بازار سرمایه می‌شود. این شرایط می‌تواند منجر به کاهش کلی سرمایه‌گذاری شود، زیرا سرمایه‌گذاران برای کاهش ریسک‌های بالقوه، از سرمایه‌گذاری در دارایی‌های خطرناک خودداری می‌کنند.

همچنین، نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی می‌تواند منجر به تأخیر در تصمیمات سرمایه‌گذاری و مصرف شود، که این امر بازدهی کلی اقتصاد را کاهش می‌دهد (سیمران و شارما[3]، ۲۰۲۴: ۹۲-۹۱). تئوری چرخه تجاری «صبر و مشاهده[4]» بلوم[5] (۲۰۱۴) بیان می‌کند که در دوران افزایش نااطمینانی، مصرف‌کنندگان، مدیران و سیاست‌گذاران از تصمیم‌گیری فعال خودداری کرده و رفتار انتظار در پیش می‌گیرند، زیرا درباره آینده اقتصادی اطمینان ندارند. این امر منجر به کاهش فعالیت‌های اقتصادی و ایجاد رابطه منفی میان شاخص‌های چرخه تجاری و نشانگرهای نااطمینانی می‌شود.

---

1. Shaikh and Vallabh (2024)
2. Pastor and Veronesi (2013)
3. Simran and Sharma (2024)
4. Wait-and-See Business Cycles
5. Bloom (2014)

با این حال، بروگارد و دتزل[1] (۲۰۱۵) به یک جنبه متفاوت اشاره می‌کنند و اظهار دارند که افزایش EPU می‌تواند در برخی موارد اثرات مثبت بر بازده سهام داشته باشد. آن‌ها بیان می‌کنند که در شرایط نااطمینانی، سرمایه‌گذاران حاشیه بالاتری برای صرف ریسک[2] در نظر می‌گیرند و این مسئله ممکن است به افزایش بازده مورد انتظار منجر شود. این دیدگاه نشان می‌دهد که تأثیر EPU بر بازار سهام ممکن است به شرایط خاص و نحوه واکنش سرمایه‌گذاران به نااطمینانی بستگی داشته باشد.

تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی (EPU) بر بازار سهام رابطه‌ای پیچیده را نشان می‌دهد که بسته به شدت نااطمینانی، واکنش‌های سرمایه‌گذاران، و شرایط اقتصادی می‌تواند به‌صورت مثبت یا منفی و با درجات مختلفی از شدت بروز یابد. شواهد نظری و تجربی مختلف نشان می‌دهد که رابطه بین نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و شاخص بازار سهام، به‌طور کلی ممکن است غیر خطی باشد. دلیل این امر آن است که سرمایه‌گذاران در شرایط سطوح مختلف نااطمینانی، ممکن است واکنش‌های رفتاری متفاوتی نشان دهند (برای مثال رفتار «گریز از ریسک» در سطوح بالای نااطمینانی شدیدتر می‌شود). افزون بر آن، با افزایش نااطمینانی، اثرات روانی، نقدشوندگی، و اختلال در مکانیزم قیمت‌گذاری دارایی‌ها به صورت فزاینده شدت می‌گیرد و بنابراین تابع واکنش بازار ممکن است ویژگی‌های غیرخطی داشته باشد (چوئی و یون[3]، ۲۰۲۲: ۴۱۱). همچنین، مدل‌های مالی رفتاری نشان می‌دهند که وجود آستانه‌های روانی یا سطح مشخصی از نااطمینانی می‌تواند منجر به رفتارهای جهشی یا واکنش‌های غیرمتناسب از سوی بازار شود (پاراشر و همکاران[4]، ۲۰۲۴: ۸-۱۲). به‌طور کلی، افزایش نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی معمولاً بازده سهام را در بازارهای نزولی یا شرایط عادی کاهش می‌دهد، در حالی که کاهش این نااطمینانی می‌تواند به افزایش بازده سهام در بازارهای صعودی منجر شود (نوسیر و الخسانه، ۲۰۲۳). این تفاوت در

[1]. Brogaard and Detzel (2015)
[2]. Risk Premium
[3]. Choi & Yoon (2022)
[4]. Parashar et al. (2024)

تأثیر، نشان‌دهنده رابطه‌ای غیر خطی از نوع نامتقارن بین EPU و بازده بازار سهام است. ویلیامز[1] (۲۰۰۹) تأکید می‌کند که تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر بازده سهام به دلیل واکنش‌های متفاوت سرمایه‌گذاران به اخبار مثبت یا منفی، نامتقارن است. احساسات سرمایه‌گذاران، که به شدت تحت تأثیر سطح نااطمینانی قرار دارد، نقش تعیین‌کننده‌ای در نوسانات بازار ایفا می‌کند. با افزایش نااطمینانی، سرمایه‌گذاران معمولاً رویکردی ریسک‌گریز در پیش می‌گیرند که این امر فشار فروش را تشدید کرده و می‌تواند به کاهش قابل توجه قیمت سهام منجر شود (بیرد و یونگ[2]، ۲۰۱۲: ۳۱۱). این مشاهدات با پژوهش‌هایی هم‌راستاست که رابطه‌ای منفی بین نوسانات ناشی از نااطمینانی و عملکرد بازار سهام را تأیید می‌کنند. در این مطالعات، افزایش نوسانات به احتیاط بیشتر سرمایه‌گذاران و تشدید ناهنجاری‌های بازار می‌انجامد و رابطه‌ای منفی با شیب فزاینده را پیش‌بینی می‌کند. همچنین، نظریه‌های مالی رفتاری نشان می‌دهند که سوگیری‌های شناختی، مانند رفتار گله‌ای[3] و گریز از زیان[4]، تأثیرات نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر شاخص‌های سهام را تقویت می‌کنند. به‌ویژه، سرمایه‌گذاران ممکن است به‌صورت جمعی به اخبار منفی و نااطمینانی واکنش نشان دهند و با فروش گسترده دارایی‌های خود، پاسخی بیش از حد در بازار ایجاد کنند که از انتظارات منطقی فاصله دارد (پاراشر و همکاران، ۲۰۲۴: ۸-۱۲).

علاوه بر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی، نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی (GEPU) یکی از عوامل کلیدی تأثیرگذار بر عملکرد بازارهای مالی، به‌ویژه بازار سهام، محسوب می‌شود (لی و همکاران[5]، ۲۰۲۰: ۲۴). این نااطمینانی از طریق کانال‌های متعددی بر قیمت دارایی‌ها و بازده سهام اثر می‌گذارد. نخست، GEPU با ایجاد تردید در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی، رفتار عواملی نظیر مصرف‌کنندگان، بنگاه‌ها و سرمایه‌گذاران را در زمینه اشتغال، مصرف و سرمایه‌گذاری تغییر می‌دهد، که مستقیماً مشارکت در بازار سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد (یو و

[1]. Williams (2009)
[2]. Bird & Yeung (2012)
[3]. Herding Behavior
[4]. Loss Aversion
[5]. Li et al. (2020)

همکاران[1]، ۲۰۱۸: ۹۳۲). دوم، افزایش نااطمینانی جهانی می‌تواند شرایط تأمین مالی را دشوارتر کرده و با کاهش اطمینان سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی، فعالیت در بازار سهام را محدود کند. سوم، GEPU بر بازارهای کالایی، به‌ویژه قیمت نفت، اثر می‌گذارد که به دلیل نقش برجسته نفت در اقتصادهای وابسته، عملکرد بازار سهام را به شدت متأثر می‌سازد. چهارم، نااطمینانی جهانی با تأثیر بر متغیرهای کلان اقتصادی مانند تورم و نرخ بهره، ارزش دارایی‌ها را از طریق تغییر در جریان‌های نقدی مورد انتظار و نرخ‌های تنزیل تحت تأثیر قرار می‌دهد، که این عوامل به‌عنوان ریسک‌های بنیادین در بازده سهام شناخته می‌شوند. پنجم، GEPU با ایجاد فضای عدم اطمینان روانی، تمایل سرمایه‌گذاران به حضور در بازارهای پرریسک مانند سهام را کاهش می‌دهد و می‌تواند به افت نقدشوندگی و حتی شکست موقت بازار منجر شود. در این میان، ناتوانی برخی سرمایه‌گذاران در ارزیابی دقیق ریسک‌های سیستمی ناشی از نااطمینانی، آن‌ها را به خروج از بازار و کاهش ریسک‌های سرمایه‌گذاری سوق می‌دهد. با این حال، سرمایه‌گذارانی که این ریسک‌ها را به‌درستی ارزیابی می‌کنند، ممکن است با درخواست صرف ریسک بالاتر، به افزایش تقاضا برای سهام کمک کنند. ششم، مشابه با EPU، در برخی شرایط خاص، افزایش GEPU می‌تواند رابطه‌ای مثبت با بازده سهام ایجاد کند. این اثر مثبت زمانی رخ می‌دهد که سرمایه‌گذاران، در واکنش به نااطمینانی بیشتر، صرف ریسک بالاتری طلب کنند، که در نهایت به افزایش قیمت سهام منجر می‌شود (هوک و زیدی[2]، ۲۰۱۹: ۹۹۳-۹۹۲).

با توجه به مبانی نظری، فرضیه‌های این تحقیق به شرح زیر تصریح می‌شوند:

۱- شوک مثبت در شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی (EPU) تأثیر معنی‌داری بر شاخص کل بازار سهام ایران دارد.

۲- شوک منفی در شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی (EPU) تأثیر معنی‌داری بر شاخص کل بازار سهام ایران دارد.

۳- اثر شوک‌های مثبت و منفی EPU بر شاخص کل بازار سهام ایران نامتقارن است.

---

[1]. Yu et al. (2018)
[2]. Hoque & Zaidi (2019)

٤- شوک مثبت در شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی (GEPU) تأثیر معنی‌داری بر شاخص کل بازار سهام ایران در کوتاه‌مدت دارد.
٥- شوک منفی در شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی (GEPU) تأثیر معنی‌داری بر شاخص کل بازار سهام ایران در کوتاه‌مدت دارد.
٦- اثر شوک‌های مثبت و منفی GEPU بر شاخص کل بازار سهام ایران نامتقارن است.

۲-۲- پیشینه تحقیق

در این بخش مطالعات خارجی و داخلی مرتبط با موضوع تحقیق مرور می‌شود.

الف) مطالعات خارجی

بروگارد و دتزل (۲۰۱۵) تاثیر بی‌ثباتی سیاست اقتصادی (EPU) را بر روی شاخص قیمت سهام آمریکا بررسی کرده و نشان دادند که یک انحراف معیار افزایش در EPU باعث ۱/۵ درصد افزایش بازده غیر نرمال سه‌ماهه سهام می‌شود (سالانه ۶/۱ درصد). هوک و زیدی (۲۰۱۹) اثرات عدم قطعیت سیاست اقتصاد جهانی بر بازده بخشی بازار سهام مالزی را با استفاده از داده‌های ماهانه ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۷ و بکارگیری روش مارکوف سوییچینگ دو مرحله‌ای[1] بررسی کردند. نتایج این مطالعه وجود اثرات نامتقارن، غیر خطی و غیر یکنواخت از عدم قطعیت سیاست اقتصادی جهانی بر بازده بازار سهام مالزی را تأیید می‌کند. لی و همکاران[2] (۲۰۲۰) در کشور چین به بررسی اثر EPU و GEPU بر شاخص سهام پرداختند. نتایج نشان داد که هر دو متغیر پیش‌بینی‌کننده خوبی برای شاخص بازار سهام هستند.

اردوغان و همکاران (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای به بررسی اثرات نامتقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت عدم‌قطعیت سیاست اقتصادی جهانی، قیمت واقعی نفت و ریسک‌های ژئوپلیتیکی خاص کشور بر بازده واقعی بازار سهام در ترکیه با روش NARDL برای دوره قبل از کرونا (۱۹۹۷:۰۱-۲۰۱۹:۱۲) و همچنین کل دوره (۱۹۹۷:۰۱-۲۰۲۰:۱۲) پرداختند. یافته‌های تجربی نشان داد که عدم قطعیت

[1]. Two-stage Markov-switching
[2]. Li et al. (2020)

سیاست اقتصادی جهانی منجر به کاهش بازده سهام واقعی برای هر دو دوره شده است. آیدین و همکاران[1] (۲۰۲۲) با استفاده از آزمون علیت، ارتباط بین EPU و نوسانات بازار سهام کشورهای BRIC را بررسی کردند. یافته‌ها نشان داد که شوک‌های مثبت EPU تأثیر بیشتری بر افزایش بازده سهام در این کشورها دارند، در حالی که شوک‌های منفی تأثیر محدودتری دارند.

نوسیر و الخسانه (۲۰۲۳) تأثیر نامتقارن EPU را روی بازده بازار سهام کشورهای G7 با استفاده از داده‌های ماهانه سال‌های ۱۹۸۵ تا ۲۰۲۱ بررسی کردند. آن‌ها از رگرسیون چندک استفاده کردند که اجازه می‌دهد تاثیر تغییرات مثبت و منفی EPU از یکدیگر تفکیک شود. نتایج در کل نشان داد که EPU به طور نامتقارن روی بازده بازار سهام کشورهای G7 تأثیر داشته و متأثر از شرایط بازار نیز است. در همه کشورها ضریب EPU منفی و تاثیر شوک‌های مثبت بزرگتر از شوک‌های منفی بود.

سیمران و شارما (۲۰۲۴) با استفاده از مدل NARDL، اثرات نامتقارن EPU بر بازار سهام هند در دوره ۲۰۰۳ تا ۲۰۲۳ را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های منفی و مثبت EPUتأثیر منفی بر قیمت سهام دارد، اما شوک منفی EPU تأثیر بزرگتری ایجاد می‌کند که نشان‌دهنده ماهیت نامتقارن این ارتباط است.

یونس و همکاران[2] (۲۰۲۴) با استفاده از داده‌های ماهیانه بازار سهام چین در فاصله سال‌های ۲۰۰۶ تا ۲۰۲۲ و با بکارگیری روش تحلیل موجک به بررسی اثر EPU بر شاخص سهام بخش‌های مختلف پرداختند. نتایج نشان داد که EPU در کوتاه‌مدت در اغلب بخش‌ها بجز بخش بانکی اثر منفی بر شاخص سهام دارد ولی در بلندمدت فقط بر بخش ساختمان اثر منفی دارد.

ب) مطالعات داخلی

مطالعات داخلی بسیاری به بررسی عوامل مؤثر بر شاخص بازار سهام پرداخته‌اند، اما در مورد تأثیر عوامل ریسک داخلی و جهانی موثر بر شاخص بازار سهام ایران، مطالعات محدودی

[1]. Aydin et al. (2022)
[2]. Younis et al. (2024)

وجود دارد که در ادامه به آن‌ها پرداخته شده است.

امیری و پیرداده بیرانوند[1] (۱۳۹۸) به بررسی تاثیر EPU بر بازده بازار سهام در ایران طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۶۰ و با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ پرداختند. نتایج نشان دهنده اثر منفی نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی بر بازده بازار سهام است.

آشنا و لعل خضری[2] (۱۳۹۹) تأثیر عدم اطمینان سیاست اقتصادی جهانی بر نوسان بازار سهام، طلا و ارز در ایران را مورد بررسی قرار دادند. نویسندگان با استفاده از داده‌های ماهانه شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی فروردین ۱۳۸۱ تا اسفند ۱۳۹۸ و با بکارگیری الگوی همبستگی شرطی پویای گارچ (GARCH-DCC) نشان دادند که نوسانات سیاست اقتصادی جهانی اثر معنی‌دار بر نوسانات بازار سهام دارد که می‌تواند در دوره‌های زمانی مختلف مثبت یا منفی باشد.

ارباب و همکاران[3] (۱۴۰۰) به بررسی اثر EPU بر بازده سهام شرکت‌های پتروشیمی پرداختند. برای محاسبه نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی در این مقاله از ۵ متغیر نرخ ارز، نقدینگی، تولید ناخالص داخلی، هزینه‌های عمومی و درآمدهای مالیاتی دولت استفاده شده است. بر اساس نتایج این مطالعه، هرگونه 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.

خضری و همکاران (۱۴۰۱) طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۹ و با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری VAR نشان داده‌اند که نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر بازار سهام ایران تاثیر منفی داشته است.

پهلوان و همکاران[4] (۱۴۰۱) به بررسی تأثیر ریسک‌های مالی، اقتصادی، بین‌الملل و سیاسی

---

[1]. Amiri & Pirdadeh Biranvand (2019)
[2]. Ashena & La'l Khezri (2020)
[3]. Arbab et al. (2021)
[4]. Pahlavan et al. (2022)

بر شاخص کل بورس اوراق بهادار پرداختند. برای این منظور از مدل ARDL برای دیتاهای فصلی از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۸ استفاده شده است. نتایج نشان داد در بلندمدت ریسک مالی، ریسک اقتصادی تأثیر منفی و ریسک بین‌الملل که از میانگین وزنی ریسک سیاسی و اقتصادی ۱۴۳ کشور به‌دست آمده است تأثیر مثبت بر شاخص کل داشته‌اند. همچنین ریسک اقتصادی و بین‌الملل تأثیر کوتاه‌مدت مثبت دارند.

۳- روش شناسی تحقیق

۳-۱- تصریح مدل تجربی

همان طور که در بخش ادبیات موضوع بیان شد، EPU و GEPU می‌توانند تأثیر قابل توجهی بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران و قیمت سهام داشته باشند. بنابراین، بر اساس نظریه‌های مالی رفتاری و مطالعاتی مانند بیکر و همکاران[1] (۲۰۱۶) و لی و همکاران (۲۰۲۲) این دو متغیر به عنوان متغیرهای توضیحی شاخص قیمت بازار سهام در الگو وارد شده‌اند. علاوه بر این دو متغیر، مطالعات قبلی مانند غنی و احمد[2] (۲۰۲۳) نشان داده‌اند که تورم بر قدرت خرید، هزینه‌های شرکت‌ها، و انتظارات سرمایه‌گذاران تأثیر می‌گذارد و یک متغیر مهم در تعیین شاخص قیمت بازار سهام می‌تواند باشد. در کنار این متغیرها، قیمت دارایی‌های سرمایه‌ای جایگزین مانند طلا نیز می‌تواند بر شاخص قیمت بازار سهام اثرگذار باشد (بائور و لاسری[3]، ۲۰۱۰). در نهایت، با توجه به دوره مورد بررسی و مطالعاتی مانند لی و همکاران[4] (۲۰۲۴) متغیر مجازی کووید-۱۹ نیز می‌تواند به عنوان یک متغیر توضیحی در الگو در نظر گرفته شود. با این توضیحات، الگوی تجربی این تحقیق به صورت رابطه ۱ است:

$$LSPI_t=\alpha_0+\beta_1 EPU_t+\beta_2 GEPU_t+\beta_3 LCP_t+\beta_4 LGOLD+\beta_6 DCOVID_t+U_t \quad (۱)$$

به طوری که:

[1]. Baker et al. (2016)
[2]. Ghani and Ahmad (2023)
[3]. Baur and Lucey (2010)
[4]. Li et al. (2024)

LSPI: لگاریتم شاخص کل قیمت سهام در ایران

EPU: شاخص عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی که در این مطالعه یک شاخص ترکیبی بوده و با توجه به ادبیات موجود در این زمینه از چهار متغیر سیاستی (مخارج دولت، درآمد مالیاتی، نرخ ارز، نقدینگی) برای برآورد آن استفاده شده است (فتوره‌چی و همکاران، ۱۴۰۱). مخارج دولت و درآمدهای مالیاتی به عنوان شاخص‌هایی از بخش مالی اقتصاد، نقدینگی به عنوان شاخصی از بخش پولی و نرخ ارز به عنوان شاخصی از سیاست ارزی است.

GEPU: شاخص عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی جهانی. بر مبنای شاخص EPU شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی (GEPU) توسط دیویس[1] (۲۰۱۶) مطرح شد، و به صورت میانگین وزنی (وزن مبتنی بر GDP) شاخص‌های نااطمینانی اقتصادی ۲۱ کشور قابل محاسبه است. کشورهای در نظر گرفته برای محاسبه این شاخص، کشورهایی هستند که دو سوم محصول کل جهان را به خود اختصاص داده‌اند (شامل اتریش، برزیل، کانادا، شیلی، چین، کلمبیا، فرانسه، آلمان، یونان، هند، ایرلند، ایتالیا، ژاپن، مکزیک، هلند، روسیه، کره جنوبی، اسپانیا، سوئد، انگلستان و آمریکا).

LCP: لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده به سال پایه ۱۳۹۵،

LGOLD: لگاریتم قیمت سکه طلا،

DCOVID: متغیر مجازی ویروس کووید ۱۹ (برای بهمن ۱۳۹۸ تا فروردین ۱۴۰۱برابر ۱ و غیر از آن برابر ۰)،

U_t: جمله خطا، اثر سایر متغیرهای تأثیرگذار بر شاخص سهام ایران که در مدل قرار ندارند.

داده‌های آماری این متغیرها از بانک سری‌های زمانی بانک مرکزی و سایت نااطمینانی سیاستی[2] جمع‌آوری شده است. این مطالعه با استفاده از اطلاعات آماری فصلی طی دوره ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۲ انجام شده است. جهت تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار EViews نسخه ۱۲ استفاده می‌شود.

[1]. Davis (2016)
[2]. www.policyuncertainty.com

۳-۲- مدل اقتصادسنجی

همان‌طور که قبلاً اشاره شد، برای برآورد این الگو از روش ARDL غیر خطی استفاده شده است. شین و همکاران[1] (۲۰۱۴) مدل معروف ARDL خطی پسران و همکاران[2] (۲۰۰۱) را توسعه داده و مدل جدیدی که امکان بررسی ارتباط نامتقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها را فراهم می‌نماید، ارائه کردند. الگوی این مطالعه نیز در فرم مدل تصحیح خطای شرطی NARDL به فرم رابطه ۲ تصریح می‌شود:

$$\Delta LSPI_t = \rho_1 LSPI_{t-1} + \theta^+{}_1 EPU^+_{t-1} + \theta^-{}_1 EPU^-_{t-1} + \delta^+{}_1 GEPU^+_{t-1} + \delta^-{}_2 GEPU^-_{t-1} + \gamma_1 LCP_{t-1} + \gamma_2 LGOLD_{t-1} + \gamma_3 DCOVID_{t-1} + \sum_1^{p-1} \rho_2 \Delta LSPI_{t-1} + \sum_1^{q-1}(\theta_2^+ \Delta EPU^+_{t-1} + \theta_2^- \Delta EPU^-_{t-1}) + \sum_1^{q-1}(\delta_2^+ \Delta GEPU^+_{t-1}\, \delta_2^- \Delta GEPU^-_{t-1}) + \sum_1^{q-1} \gamma_4 \Delta LCP_{t-1} + \sum_1^{q-1} \gamma_5 \Delta GOLD_{t-1} + \sum_1^{q-1} \gamma_6 \Delta DCOVID_{t-1} + W_t \qquad (۲)$$

که در آن:

W_t: جمله خطا، یا همان اثر سایر متغیرهای تأثیرگذار بر شاخص سهام ایران که در مدل قرار ندارند.

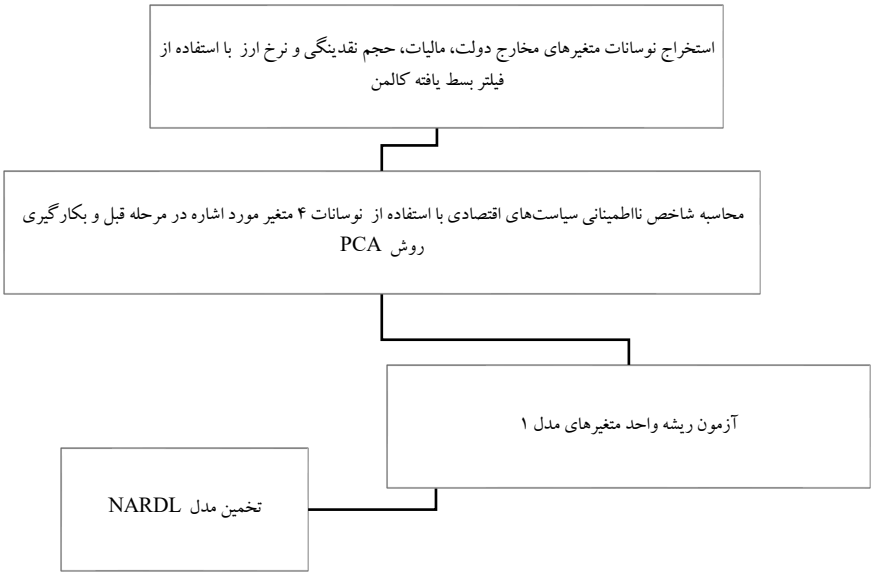
δ، ρ، θ، γ ضرایب رگرسیون که تخمین زده خواهند شد.

همان‌طور که مشاهده می‌شود دو متغیر EPU و GEPU به دو بخش شوک‌های مثبت و منفی تقسیم شده‌اند. این مدل (NARDL) مزایای زیادی نسبت به سایر مدل‌های هم‌انباشتگی سنتی دارد. به عنوان مثال، با یک نمونه کوچک و صرف نظر از اینکه متغیرها I(0) یا I(1) باشند، نتایج بهتری نسبت به سایر روش‌ها می‌توان از آن گرفت. همچنین درون‌زایی متغیرهای توضیحی در این روش خللی ایجاد نمی‌نماید. بدیهی است این مزایا برای مدل‌های تصحیح خطای آستانه‌ای غیر خطی[3] یا انتقال ملایم[4] نیز معتبر است. با این حال، آن‌ها ممکن است از مشکل همگرایی به دلیل افزایش تعداد پارامترها رنج ببرند (رحیم[5]، ۲۰۱۷: ۲۲).

---

1. Shin et al. (2014)
2. Pesaran et al. (2001)
3. Nonlinear Threshold Error Correction
4. Smooth Transition Models
5. Raheem (2017)

مراحل تحلیل تجربی در این مطالعه مطابق با فلوچارت ارائه شده در نمودار ۱ است:



نمودار ۱: مراحل روش‌شناسی تحقیق

منبع: یافته‌های تحقیق

– مرحله اول: تجزیه متغیرها به دو بخش روند و سیکل با استفاده از فیلتر توسعه‌یافته کالمن

فیلتر کالمن که توسط کالمن (۱۹۶۰) معرفی شد، مسئله تخمین وضعیت‌های لحظه‌ای یک سیستم دینامیکی خطی تحت تأثیر نویز سفید گوسی[1] را با استفاده از اندازه‌گیری‌هایی که توابع خطی از وضعیت سیستم هستند، اما تحت تأثیر نویز سفید افزایشی قرار دارند، حل می‌کند. بنابراین، این روش تخمین مناسب برای سیستم‌های فضای حالت است. با این حال، در شرایطی که متغیرهای حالت و پارامترهای متغیر زمانی نیاز به تخمین هم‌زمان دارند، مسئله غیر خطی بودن به وجود می‌آید که استفاده از فیلتر کالمن استاندارد را ناممکن می‌کند و نیاز به استفاده از فیلتر توسعه‌یافته کالمن را ضروری می‌سازد. این الگوریتم معادلات فیلتر کالمن استاندارد را برای تقریب مرتبه اول

1. Gaussian White Noise

مدل غیر خطی نسبت به آخرین تخمین آن اعمال می‌کند. الگوریتم فیلتر توسعه‌یافته کالمن و کاربرد آن در مدل‌های فضای حالت غیر خطی به تفصیل توسط چوی و چن[1] (۱۹۹۱) و چن[2] (۱۹۹۳) بررسی شده است. در مطالعه حاضر، از مدل فضای حالت معرفی‌شده توسط اوزبک و اوزلاله[3] (۲۰۰۵) که برای استخراج سیکل‌های تولید ناخالص داخلی استفاده شده است، برای استخراج سیکل‌های چهار متغیر سیاستی زیر استفاده می‌شود:

GE: مخارج مصرفی دولت به قیمت جاری

Tax: مجموع درآمدهای مالیاتی دولت به قیمت جاری

Liq: حجم نقدینگی (تعریف محدود: مجموع اسکناس‌ها، سکه‌ها و سپرده‌های دیداری)

Ex: نرخ ارز بازار آزاد

در این روش فرض بر این است که مقدار واقعی Y در زمان k به دو مؤلفه روند و سیکل تجزیه می‌شود، به‌گونه‌ای که:

$$Y_k = T_k + C_k \qquad (۳)$$

T_k و C_k به ترتیب روند و سیکل در زمان k را نشان می‌دهند. C_k به عنوان انحراف مقدار واقعی از روند خود، با نام سری شکاف متغیر مورد استفاده قرار می‌گیرد. این دو مؤلفه با رفتار متفاوت خود در سری‌های زمانی متمایز می‌شوند. مؤلفه چرخه‌ای C_k فرض می‌شود که از یک فرآیند خودرگرسیون مرتبه دوم با اختلالی با میانگین صفر و واریانس ثابت پیروی می‌کند. همچنین، پارامترهای خودرگرسیو برای چرخه اجازه دارند در طول زمان تغییر کنند؛ به طور مشخص، فرض می‌شود که این پارامترها از یک حرکت تصادفی مستقل پیروی می‌کنند:

$$C_K = g_{1,k}C_{k-1} + g_{2,k}C_{k-2} + e_k \qquad (۴)$$

$$g_{1,k} = g_{1,k-1} + z_{1,k}$$
$$g_{2,k} = g_{2,k-1} + z_{2,k}$$

فرض می‌شود که e_k، $z_{1,k}$ و $z_{2,k}$ همگی از یک توزیع مستقل و یکسان (i.i.d.) با میانگین

[1]. Choi & Chen (1991)
[2]. Chen (1993)
[3]. Ozbek and Ozlale (2005)

صفر و واریانس ثابت پیروی می‌کنند. در نهایت، مؤلفه روند به صورت یک حرکت تصادفی با رانش (drift) مشخص می‌شود:

$$T_k = M_k + T_{k-1} + W_k \quad (۵)$$
$$M_k = M_{k-1} + V_k$$

که در آن اختلالات W_k و V_k نیز i.i.d. با میانگین صفر و واریانس ثابت هستند. فرض حرکت تصادفی با رانش، که بیان می‌کند شوک‌های وارده به روند متغیر دائمی هستند، نیاز به توضیح دارد. این فرض به این دلیل اتخاذ شده که روند بلندمدت به عنوان یک مؤلفه پایدار با تغییرات دائمی مدل‌سازی شود.

- مرحله دوم: ترکیب نوسانات متغیرهای سیاستی و ساخت شاخص EPU با استفاده از روش تحلیل مولفه‌های اصلی. در این مرحله ابتدا مقادیرسیکل ۴ متغیر سیاستی با استفاده از فرمول زیر نرمالایز می‌شود:

$$\frac{x - Min\ all\ x}{Max\ all\ x - Min\ all\ x} \quad (۶)$$

که در آن:

x مقدار یک سیکل معین در زمان مشخص است.

Min(x) و Max(x) به ترتیب کمینه و بیشینه مقادیر سیکل معین در کل دوره زمانی است. این فرآیند نرمال‌سازی تضمین می‌کند که مقادیر سیکل هر متغیر در بازه [۰ , ۱] قرار بگیرند و تأثیر مقیاس‌های مختلف متغیرها بر ترکیب آن‌ها از بین برود.

پس از نرمال‌سازی، مقادیر نرمال‌شده به عنوان ورودی مدل تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA) استفاده می‌شوند. PCA روشی است که با کاهش ابعاد داده‌ها، ترکیبی خطی از متغیرها ایجاد می‌کند که بیشترین واریانس داده‌ها را توضیح دهد (جولیف[1]، ۲۰۰۲: ۱۰). در اینجا، هدف اصلی PCA ایجاد شاخصی است که نمایانگر تغییرات کلی و نوسانات مشترک میان متغیرهای سیاستی باشد.

[1]. Jolliffe (2002)

فرآیند به‌کارگیری PCA در این مطالعه شامل مراحل زیر است:

۱. محاسبه ماتریس کوواریانس برای مقادیر نرمال شده،

۲. استخراج مقادیر ویژه[1] و بردارهای ویژه[2] از ماتریس کوواریانس،

۳. جمع بارهای مؤلفه‌های اصلی ($PC_{i;}$ i=1,2,3,4) برای هر سیکل معین و محاسبه وزن آن سیکل،

٤. ایجاد شاخص EPU به‌صورت ترکیب خطی از مقادیر نرمال شده سیکل‌ها بر اساس وزن‌های به دست آمده از مرحله ۳،

شاخص EPU با استفاده از رابطه ۷ محاسبه می‌شود:

$$EPU=W_1\times X_{1,Norm}+W_2\times X_{2,Norm}+W_3\times X_{3,Norm}+W_4\times X_{4,Norm} \quad (۷)$$

که در آن:

- W_i ضرایب (مجموع بارهای مؤلفه‌های اصلی) برای هر متغیر سیاستی هستند.

$$Wi= W_{i,PC1}+W_{i,PC2}+W_{i,PC3}+W_{i,PC4} \quad (۸)$$

- $X_{i,norm}$ مقادیر نرمال‌شده سیکل متغیر i است.

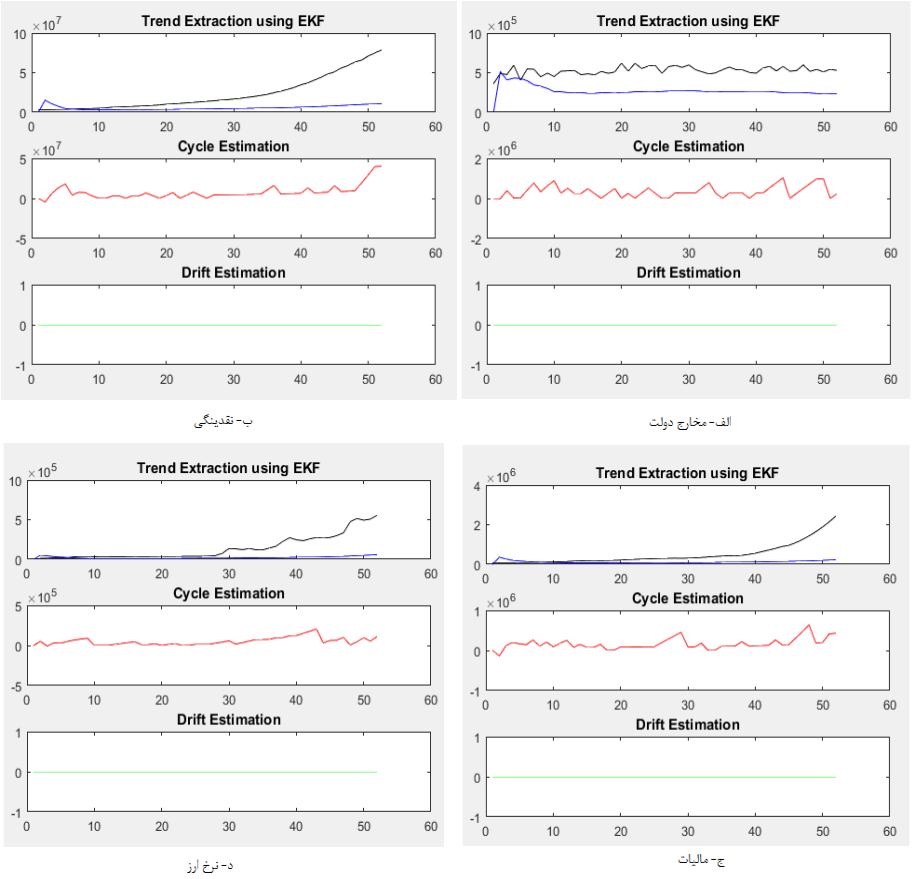
٤- تجزیه و تحلیل یافته‌ها

٤-۱- محاسبه نوسانات متغیرهای سیاستی منتخب

در شکل ۱ نتایج حاصل از فیلتر توسعه‌یافته کالمن (EKF) برای چهار متغیر سیاستی این مطالعه شامل نقدینگی، مالیات، نرخ ارز و مخارج دولت، تغییرات روند و سیکل هر یک را به‌صورت جداگانه نشان می‌دهد. نمودارهای روند این متغیرها نمایانگر تغییرات پایدار و بلندمدت هستند که اغلب تحت تأثیر عوامل ساختاری و سیاست‌گذاری‌های بلندمدت قرار دارند. سیکل‌ها بیانگر نوسانات پیش‌بینی نشده و یا به عبارت دیگر نااطمینانی متغیرها هستند. سیکل نقدینگی و نرخ ارز نوسانات شدیدی را نشان می‌دهند که ناشی از واکنش سریع این متغیرها به تغییرات بازار،

[1]. Eigenvalues
[2]. Eigenvectors

سیاست‌های پولی و شوک‌های خارجی است.



شکل ۱: تجزیه متغیرهای سیاستی به سیکل و روند قطعی با استفاده از EKF

منبع: یافته‌های تحقیق

نقدینگی با نوسانات مثبت و منفی برجسته، نشان‌دهنده تأثیر سیاست‌های انبساطی و انقباضی بانک مرکزی است، در حالی که سیکل نرخ ارز بازتاب‌دهنده تغییرات ناگهانی در عرضه و تقاضای ارز و شوک‌های مرتبط با تراز تجاری یا تحریم‌ها است. در مقابل، سیکل مخارج دولت و مالیات نوسانات کمتری دارند و الگوی پایدارتری را نشان می‌دهند که بیشتر به سیاست‌های مالی

بلندمدت و تغییرات تدریجی در درآمدهای مالیاتی وابسته است. مخارج دولت عمدتاً تحت تأثیر سیاست‌های اضطراری و برنامه‌های حمایتی است، در حالی که سیکل مالیات حساسیت کمتری به شوک‌های ناگهانی دارد و به‌طور مستقیم از وضعیت فعالیت‌های اقتصادی تأثیر می‌پذیرد. این مقایسه نشان می‌دهد در حالی که نقدینگی و نرخ ارز ابزارهایی پویا و متأثر از تغییرات سریع اقتصادی هستند، مالیات و مخارج دولت رفتار آرام‌تر و پایدارتری را در دوره‌های کوتاه‌مدت نشان می‌دهند.

٤-۲- ترکیب نوسانات متغیرهای سیاستی و ساخت شاخص EPU با استفاده از PCA

در جدول ۱ تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA) ارائه شده است. مجموع بارهای مؤلفه‌های اصلی نشان می‌دهد که **نرخ ارز** (**EXV**) با بالاترین مجموع بار ۱/۸۰۵۰۶۴، بیشترین تأثیر را در شکل‌دهی شاخص EPU دارد، که نشان‌دهنده نقش کلیدی نوسانات نرخ ارز در تبیین نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی است. **مخارج دولت** (**GEV**) با مجموع بار ۰/۶۴۳۰۳۴، دومین متغیر تأثیرگذار است و نشان می‌دهد تغییرات سیاست مالی دولت به طور معنی‌داری بر شاخص EPU تأثیرگذار است. **مالیات** (**TAXV**) با مجموع بار ۰/۴۴۰۱۱۳، نقش متوسطی ایفا می‌کند و بیشتر بازتاب‌دهنده تأثیر سیاست‌های مالیاتی بر نوسانات سیاستی است. در مقابل، **نقدینگی** (**LIQV**) با مجموع بار ۰/۳۶۶۸۱۳-، کمترین تأثیر را بر شاخص دارد و این تأثیر منفی ممکن است به دلیل رفتار ضد چرخه‌ای یا نقش تنظیمی نقدینگی در برابر نوسانات سیاستی باشد. به طور کلی، نرخ ارز و مخارج دولت عوامل کلیدی در تبیین نااطمینانی سیاستی هستند، در حالی که نقدینگی و مالیات نقش تعدیل‌کننده و مکملی دارند.

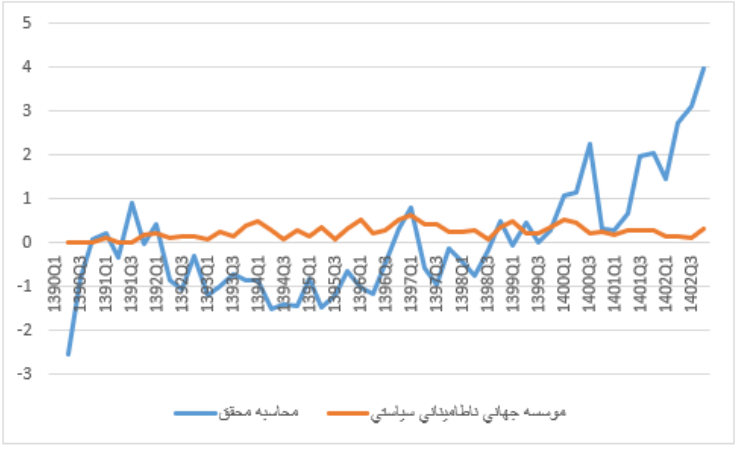
جدول ۱: تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA)

شماره	مقدار ویژه	اختلاف	نسبت توضیح واریانس	مقدار تجمعی	نسبت تجمعی واریانس
۱	۱/۶۱۸۱۲۹	۰/۶۳۲۷۲۲	۰/۴۰۴۵	۱/۶۱۸۱۲۹	۰/۴۰۴۵
۲	۰/۹۸۵۴۰۷	۰/۰۸۹۴۹۹	۰/۲۴۶۴	۲/۶۰۳۵۳۶	۰/۶۵۰۹
۳	۰/۸۹۵۰۹۷	۰/۳۹۵۳۵۱	۰/۲۲۴۰	۳/۴۹۹۴۴۴	۰/۸۷۴۹
۴	۰/۵۰۰۵۵۶	---	۰/۱۲۵۱	۴/۰۰۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰

متغیر	PC 1	PC 2	PC 3	PC 4
مالیات (TAXV)	۰/۵۷۶۲۵۹	-۰/۲۱۱۰۷۶	-۰/۵۱۹۵۶۵	۰/۵۹۴۴۹۵
نقدینگی (LIQV)	۰/۶۳۱۱۳۹	-۰/۳۳۳۰۹۶	۰/۰۳۴۷۸۷	-۰/۶۹۹۶۴۳
مخارج دولت (GEV)	۰/۲۶۱۳۶۱	۰/۸۹۲۲۶۲	-۰/۳۰۶۳۲۷	-۰/۲۰۴۲۶۲
نرخ ارز (EXV)	۰/۴۴۸۶۴۲	۰/۲۱۹۹۱۴	۰/۷۹۶۸۷۳	۰/۳۳۹۶۳۵

منبع: یافته‌های تحقیق

در نمودار ۲ شاخص EPU با استفاده از ترکیب سیکل‌های نرمال شده متغیرهای سیاستی محاسبه شده است. نمودار نشان می‌دهد که **شاخص EPU در ابتدا در دهه ۹۰ (سال‌های ۹۰ تا ۹۴) در سطح نسبی پایین و نزدیک به صفر قرار دارد.** این مقادیر نزدیک به صفر بیانگر نوسانات کمتر و ثبات نسبی در سیاست‌های اقتصادی است.



نمودار ۲: مقدار EPU محاسبه شده

منبع: یافته‌های تحقیق

با این حال، **از سال ۹۵ به بعد، شاخص EPU شروع به افزایش می‌کند** و در سال‌های ۹۶، ۹۷، ۹۸ و ۹۹ به اوج خود می‌رسد. این افزایش نشان‌دهنده **افزایش شدید نااطمینانی و نوسانات در سیاست‌های اقتصادی ایران** است. در این دوره زمانی، ایران با **چالش‌های اقتصادی عمده‌ای مانند تحریم‌های اقتصادی، کاهش شدید قیمت نفت، نوسانات ارزی و مشکلات اقتصادی داخلی** روبه‌رو بوده است که باعث افزایش نوسانات و بی‌ثباتی در

سیاست‌های اقتصادی کشور شد. **در سال‌های ۱۴۰۰ و ۱۴۰۱، شاخص EPU همچنان با شدت بیشتری به رشد خود ادامه می‌دهد** که نشان‌دهنده ادامه بی‌ثباتی و نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی ایران است. این وضعیت ممکن است با **مواجهه ایران با بحران‌های اقتصادی داخلی، تحریم‌های بیشتر و سیاست‌های ناپایدار اقتصادی** همراه باشد که باعث کاهش اعتماد فعالان اقتصادی و افزایش تردید در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی شده است.

٤-٣- نتایج آزمون‌های ریشه واحد

همان طور که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، در سطح معنی‌داری ۵ درصد تمامی متغیرها در سطح ناایستا هستند، روند ایستا نبوده و تفاضل مرتبه اول آن‌ها ایستا است. بنابراین می‌توان از روش ARDL استفاده کرد.

جدول ۲: نتایج آزمون‌های ریشه واحد با عرض از مبدا

متغیر	در سطح بدون روند		در سطح و با روند		تفاضل مرتبه اول بدون روند	
	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.
LSPI	-۰,۳۰۴۶	۰,۹۱۶۶	-۲.۰۱۴۶	۰.۵۷۹۲	-۵,۰۱۹۴	۰,۰۰۰۱
LCP	۱,۸۴۹۱	۰,۹۹۹۷	۰.۵۳۲۴	۰.۹۹۹۱	-۳,۶۷۴۵	۰,۰۰۷۵
GEPU	-۲,۶۱۷۲	۰,۰۹۶۲	-۳.۲۹۶۰	۰.۰۷۸۵	-۹,۴۳۴۷	۰,۰۰۰۰
EPU	-۱,۴۷۲۴	۰,۵۳۹۳	-۲.۴۴۴۸	۰.۳۵۳۱	-۸,۶۶۲۵	۰,۰۰۰۰
LGOLD	۰,۴۸۱۰	۰,۹۸۴۴	۲.۱۷۳۸	۰.۳۹۹۹	-۵,۳۸۸۰	۰,۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

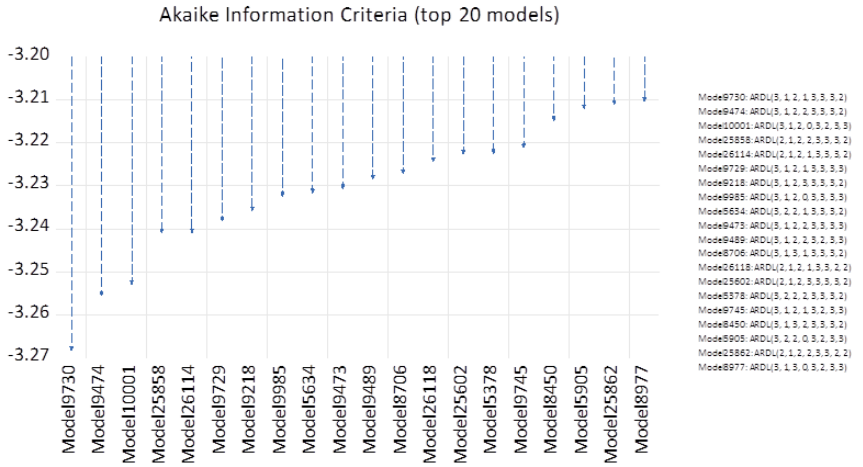
توضیح: در همه آزمون‌ها مقدار دوربین واتسون نزدیک به ۲ بوده و مشکل خودهمبستگی وجود ندارد.

٤-٤- تخمین مدل تصحیح خطای شرطی و آزمون هم‌انباشتگی باند

برای تخمین مدل تصحیح خطای شرطی نیاز است ابتدا تعداد وقفه‌های بهینه مدل تعیین شود. در نمودار ۳ نتایج تعیین وقفه بهینه ارائه شده است. در این نمودار **معیار اطلاعات آکاییک (AIC)** برای ارزیابی بهترین مدل‌ها از لحاظ تعیین تعداد وقفه‌های بهینه گزارش شده و ۲۰ مدل مختلف با استفاده از معیار AIC رتبه‌بندی شده‌اند.

مطابق با نمودار ۳، ARDL(3, 1, 2, 1, 3, 3, 3, 2) به عنوان مدل بهینه انتخاب شده است.

نتایج تخمین این مدل در جدول ۳ ارائه شده است. در این جدول شوک‌های منفی با **NEG**_ نماد متغیر و شوک‌های مثبت با **POS** _ نماد متغیر نشان داده شده است. نتایج نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت متغیر **LSPI(-1)** با ضریب مثبت و معنی‌دار ۰/۵۴۷ تأثیر مثبت و معنی‌داری بر مقدار فعلی خود دارد، به این معنی که تغییرات گذشته در **LSPI** بر میزان فعلی آن تأثیرگذار است. در مقابل، **LSPI(-2)** و **LSPI(-3)** تأثیر ضعیفی دارند و غیر معنی‌دار هستند. از سوی دیگر، متغیرهای **GEPU_NEG** و **GEPU_POS** (نااطمینانی‌های سیاست‌های اقتصادی جهانی) تأثیرات معنی‌داری بر **LSPI** دارند. به‌ویژه **GEPU_NEG** که نشان‌دهنده نااطمینانی منفی است، تأثیر مثبت معنی‌داری بر شاخص **LSPI** دارد، در حالی که **GEPU_POS** که به نوسانات مثبت سیاست‌های اقتصادی اشاره دارد، تأثیر منفی و معنی‌داری دارد. به این معنا که نوسانات منفی سیاست‌های اقتصادی جهانی به‌طور معکوس تأثیر بیشتری بر شاخص بازار سهام دارند.



نمودار ۳: معیار آکاییک برای تعیین وقفه‌های بهینه

منبع: یافته‌های تحقیق

همچنین، **EPU_NEG** (شوک منفی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی در دوره‌های

مختلف) تأثیر منفی و معنی‌داری بر **LSPI** دارد که نشان‌دهنده اثرات منفی شوک‌های سیاستی بر شاخص سهام است. در حالی که **EPU_POS** تأثیر معنی‌داری ندارد. در مورد شاخص قیمت مصرف‌کننده (**LCP**)، تنها **LCP(-2)** تأثیر منفی معنی‌داری بر **LSPI** دارد. همچنین، نوسانات قیمت طلا (**LGOLD**) اثرات معنی‌داری در مدل ندارد. در نهایت، **DCOVID**(COVID-19) تأثیر مثبت معنی‌داری بر **LSPI** در ابتدا دارد، اما در دوره‌های بعدی این تأثیرات منفی شده و نشان‌دهنده تغییرات طولانی‌مدت در اثرات بحران COVID-19 بر اقتصاد است. از نظر آماری، مدل به‌طور کلی دارای برازش بسیار خوبی است و با **R-squared** برابر ۰/۹۹ و **F-statistic** برابر ۴۵۶/۳۳۹۸ نشان‌دهنده تأثیر معنی‌دار متغیرهای مورد بررسی بر شاخص **LSPI** است.

جدول ۳: تخمین مدل تصحیح خطای شرطی

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	t-Statistic	Prob.
LSPI(-1)	۰/۵۴۷۳۸۱	۰/۱۴۴۹۲۴	۳/۷۷۷۰۲۲	۰/۰۰۱۱
LSPI(-2)	-۰/۱۹۹۲۸۷	۰/۱۷۸۰۰۶	-۱/۱۱۹۵۵۵	۰/۲۷۵۵
LSPI(-3)	-۰/۱۸۹۳۵۶	۰/۱۵۳۴۹۷	-۱/۲۳۳۶۱۹	۰/۲۳۱۰
GEPU_NEG	۰/۰۰۱۴۶۷	۰/۰۰۰۴۰۸	۳/۵۹۹۱۰۶	۰/۰۰۱۷
GEPU_NEG(-1)	-۰/۰۰۱۰۸۶	۰/۰۰۰۴۳۹	-۲/۴۷۶۳۱۴	۰/۰۲۱۹
GEPU_POS	-۰/۰۰۱۶۹۱	۰/۰۰۰۴۴۳	-۳/۸۱۳۵۲۷	۰/۰۰۱۰
GEPU_POS(-1)	۰/۰۰۱۱۶۳	۰/۰۰۰۴۷۹	۲/۴۲۷۸۹۸	۰/۰۲۴۳
GEPU_POS(-2)	۰/۰۰۰۵۹۹	۰/۰۰۰۳۹۹	۱/۵۰۱۳۸۳	۰/۱۴۸۱
EPU_NEG	-۰/۰۹۹۳۶۳	۰/۰۳۲۴۷۱	-۳/۰۶۰۰۷۹	۰/۰۰۵۹
EPU_NEG(-1)	-۰/۰۳۸۰۶۴	۰/۰۲۴۰۱۲	-۱/۵۸۵۲۰۶	۰/۱۲۷۹
EPU_POS	۰/۰۰۳۱۶۸	۰/۰۳۰۴۶۳	۰/۱۰۳۹۸۲	۰/۹۱۸۲
EPU_POS(-1)	-۰/۰۵۴۵۳۴	۰/۰۳۴۱۷۸	-۱/۵۹۵۵۸۱	۰/۱۲۵۵
EPU_POS(-2)	۰/۰۰۴۸۵۰	۰/۰۲۹۷۶۲	۰/۱۶۲۹۶۴	۰/۸۷۲۱
EPU_POS(-3)	-۰/۱۳۱۲۴۰	۰/۰۳۶۸۹۵	-۳/۵۵۷۱۴۲	۰/۰۰۱۹
LCP	۱/۱۱۳۲۷۲	۱/۲۶۷۶۳۳	۰/۸۷۸۲۲۹	۰/۳۸۹۸
LCP(-1)	۱/۹۳۷۶۲۹	۱/۴۵۵۹۳۲	۱/۳۳۰۸۵۱	۰/۱۹۷۵
LCP(-2)	-۳/۳۳۴۳۷۰	۱/۳۸۵۲۶۹	-۲/۴۱۵۶۸۳	۰/۰۲۴۹
LCP(-3)	۱/۸۹۲۳۳۳	۱/۰۱۲۳۱۸	۱/۸۶۹۳۰۷	۰/۰۷۵۶
LGOLD	۰/۳۹۳۴۲۵	۰/۲۵۹۹۷۶	۱/۵۱۳۳۰۹	۰/۱۴۵۱
LGOLD(-1)	-۰/۵۱۵۴۹۴	۰/۲۷۶۰۳۳	-۱/۸۶۷۵۰۸	۰/۰۷۵۹
LGOLD(-2)	۰/۳۱۷۲۶۶	۰/۲۲۳۳۸۵	۱/۴۲۰۲۶۲	۰/۱۷۰۲
LGOLD(-3)	۰/۲۴۵۹۸۸	۰/۱۵۲۶۴۴	۱/۶۱۱۵۱۳	۰/۱۲۲۰

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	t-Statistic	Prob.
DCOVID	۰/۱۷۹۰۲۶	۰/۰۵۸۲۵۷	۳/۰۷۳۰۲۰	۰/۰۰۵۸
DCOVID(-1)	۰/۲۲۳۰۲۷	۰/۰۷۳۰۰۴	۳/۰۵۵۰۱۰	۰/۰۰۶۰
DCOVID(-2)	-۰/۲۰۴۴۱۲	۰/۰۵۱۴۱۳	-۳/۹۷۵۸۸۲	۰/۰۰۰۷
C	-۱/۵۹۵۷۰۳	۱/۵۷۵۳۹۷	-۱/۰۱۲۸۸۹	۰/۳۲۲۶
Adjusted R-squared	۰/۹۹			
F-statistic	۴۵۶/۳۳۹۸			
Prob(F-statistic)	۰/۰۰۰۰			
Durbin-Watson stat	۲/۱۱			

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس این تخمین، آزمون وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها به روش آزمون باند یا همان آزمون کرانه‌ای انجام شده است که نتایج آن در جدول ۴ گزارش شده و نشان می‌دهد که مقدار آماره F این آزمون (۵/۸۶۲) از حد بحرانی بالا (۴/۸۳۲) بزرگتر بوده و وجود رابطه بلندمدت را نمی‌توان رد کرد.

جدول ٤: مقادیر F-Bounds Test آزمون وجود رابطه بلندمدت (برای ۱٪)

آزمون	F-statistic	I(0)	I(1)
Asymptotic (n=1000)	۵/۸۶	۲/۷۳	۳/۹۰
Actual Sample (n=47)	-	۳/۲۸	۴/۷۳

منبع: یافته‌های تحقیق

٤-٥- تخمین رابطه بلندمدت

بعد از اطمینان از هم‌انباشتگی متغیرهای تحقیق، در جدول ۵ نتایج تخمین رابطه بلندمدت ارائه شده است. **بر اساس جدول ۵، GEPU_NEG (شوک منفی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی) دارای** ضریب ۰/۰۰۰۴۵ با مقدار **t-Statistic** برابر ۰/۸۸۵ است که نشان‌دهنده عدم معنی‌داری این متغیر است. بنابراین، شوک‌های منفی نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی در بلندمدت اثر قابل توجهی بر شاخص کل بازار سهام ایران ندارد. **GEPU_POS (شوک مثبت نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی)** نیز با ضریب ۰/۰۰۰۰۸ و مقدار **t-Statistic** برابر ۰/۲۳۵ معنی‌دار نیست (p-value =۰/۸۱۶). این نتیجه نشان می‌دهد که شوک‌های

مثبت نااطمینانی سیاست‌های جهانی تأثیر بلندمدتی بر شاخص کل سهام ایران ندارد. **EPU_NEG (شوک منفی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی) دارای** ضریب **۰/۱۶۳**- با مقدار **t-Statistic** برابر **٤/۲۲**- و **p-value = ۰/۰۰۰٤** معنی‌دار است. این نشان می‌دهد که شوک‌های منفی ناشی از نااطمینانی سیاست اقتصادی داخلی تأثیر بلندمدت منفی و معنی‌داری بر شاخص سهام ایران دارند. **EPU_POS (نااطمینانی مثبت سیاست‌های اقتصادی داخلی)** ضریب **۰/۲۱۱**- با مقدار **t-Statistic** برابر **۳/٤**- و **p-value = ۰/۰۰۲۷** نیز معنی‌دار است. این نشان می‌دهد که شوک‌های مثبت نااطمینانی داخلی نیز تأثیر منفی و معنی‌داری بر شاخص کل سهام ایران دارند. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی (چه مثبت و چه منفی) تأثیر منفی و معنی‌دار بر شاخص کل سهام ایران دارند. باتوجه به این که ضریب شوک مثبت بیشتر است، این رابطه منفی مطابق با انتظارات نظری فزاینده هم هست.

جدول ۵: ضرایب معادله بلندمدت

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	t-Statistic	Prob.
GEPU_NEG	۰/۰۰۰۴۵۳	۰/۰۰۰۵۱۲	۰/۸۸۵۲۴۹	۰/۳۸۶۰
GEPU_POS	۰/۰۰۰۰۸۴	۰/۰۰۰۳۵۸	۰/۲۳۵۴۳۳	۰/۸۱۶۲
EPU_NEG	-۰/۱۶۳۳۵۸	۰/۰۳۸۶۶۶	-۴/۲۲۴۸۰۸	۰/۰۰۰۴
EPU_POS	-۰/۲۱۱۲۹۷	۰/۰۶۲۰۷۴	-۳/۴۰۳۹۵۴	۰/۰۰۲۷
LCP	۱/۸۹۸۱۷۵	۰/۳۴۷۶۵۸	۵/۴۵۹۸۸۶	۰/۰۰۰۰
LGOLD	۰/۵۲۴۴۳۱	۰/۳۴۶۶۸۰	۱/۵۱۲۷۲۴	۰/۱۴۵۳
DCOVID	۰/۲۳۴۹۳۴	۰/۰۳۹۹۳۰	۵/۸۸۳۶۱۸	۰/۰۰۰۰
C	-۱/۸۹۶۷۹۶	۱/۹۳۷۱۶۹	-۰/۹۷۹۱۵۹	۰/۳۳۸۶

منبع: یافته‌های تحقیق

ضریب **LCP (شاخص قیمت مصرف‌کننده) ۱/۸۹۸** با مقدار **t-Statistic** برابر **۵/٤۵** و **p-value = ۰/۰۰۰۰** معنی‌دار است. این نشان می‌دهد که افزایش در شاخص قیمت مصرف‌کننده تأثیر مثبت و قابل توجهی بر شاخص کل سهام ایران دارد. **LGOLD (قیمت سکه طلا) دارای** ضریب **۰/۵۲٤** با مقدار **t-Statistic** برابر **۱/۵۱۲۷** و **p-value = ۰/۱٤۵۳** غیر معنی‌دار است. این نتیجه نشان می‌دهد که قیمت طلا تأثیر معنی‌داری در بلندمدت بر شاخص کل سهام ایران ندارد. علاوه بر این، ضریب **DCOVID (متغیر مجازی بحران COVID-19) ۰/۲۳٤۹** با مقدار **t-**

Statistic برابر **۵/۸۸۳۶** و **p-value = ۰/۰۰۰۰** معنی‌دار است. این نتیجه نشان می‌دهد که بحران کووید-۱۹ تأثیر مثبت و معنی‌داری بر شاخص سهام ایران داشته است. این تأثیر ممکن است به دلیل مشوق‌ها و تدابیر دولت برای مشارکت بیشتر سرمایه‌گذاران در این دوران باشد.

۴-۶- تخمین مدل تصحیح خطا

در جدول ۶ نتایج تخمین مدل تصحیح خطا گزارش شده است. از آنجا که ضریب تصحیح خطا (**CointEq(-1)**) برابر ۰/۸۴- است، پس از هر انحراف از تعادل بلندمدت، سیستم با سرعت نسبی بالا و به صورت همگرا به تعادل باز می‌گردد.

جدول ٦: نتایج مدل ARDL Error Correction Regression

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	t-Statistic	p-value
D(LSPI(-1))	۰/۳۸۸۶	۰/۰۸۵۲	۴/۵۶۳۶	۰/۰۰۰۲
D(LSPI(-2))	۰/۱۸۹۴	۰/۰۹۵۸	۱/۹۷۵۹	۰/۰۶۱۵
D(GEPU_NEG)	۰/۰۰۱۵	۰/۰۰۰۳	۵/۳۲۹۲	۰/۰۰۰۰
D(GEPU_POS)	-۰/۰۰۱۷	۰/۰۰۰۳	-۶/۱۵۱۸	۰/۰۰۰۰
D(GEPU_POS(-1))	-۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۳	-۲/۲۳۴۲	۰/۰۳۶۵
D(EPU_NEG)	-۰/۰۹۹۴	۰/۰۱۹۵	-۵/۱۰۷۱	۰/۰۰۰۰
D(EPU_POS)	۰/۰۰۳۲	۰/۰۱۷۹	۰/۱۷۶۸	۰/۸۶۱۳
D(EPU_POS(-1))	۰/۱۲۶۴	۰/۰۲۴۶	۵/۱۳۴۳	۰/۰۰۰۰
D(EPU_POS(-2))	۰/۱۳۱۲	۰/۰۲۰۲	۶/۴۹۸۶	۰/۰۰۰۰
D(LCP)	۱/۱۱۱۳۳	۰/۷۱۰۳	۱/۵۶۷۳	۰/۱۳۲۰
D(LCP(-1))	۱/۴۵۴۰	۰/۶۹۹۸	۲/۰۷۷۷	۰/۰۵۰۲
D(LCP(-2))	-۱/۸۹۲۳	۰/۶۲۸۴	-۳/۰۱۱۴	۰/۰۰۶۶
D(LGOLD)	۰/۳۹۳۴	۰/۱۴۷۳	۲/۶۷۰۳	۰/۰۱۴۳
D(LGOLD(-1))	-۰/۵۶۳۳	۰/۱۲۸۳	-۴/۳۹۰۷	۰/۰۰۰۳
D(LGOLD(-2))	-۰/۲۴۶۰	۰/۱۰۰۱	-۲/۴۵۶۶	۰/۰۲۲۸
D(DCOVID)	۰/۱۷۹۰	۰/۰۳۹۹	۴/۴۴۸۲۳	۰/۰۰۰۲
D(DCOVID(-1))	۰/۲۰۴۴	۰/۰۳۴۰	۶/۰۱۰۱	۰/۰۰۰۰
CointEq(-1)	-۰/۸۴۱۳	۰/۰۹۸۶	-۸/۵۳۶۱	۰/۰۰۰۰
Adjusted R-squared	۰/۸۱۷۶			
Durbin-Watson stat	۲/۱۱۱			

منبع: یافته‌های تحقیق

٤-۷- آزمون‌های تشخیص

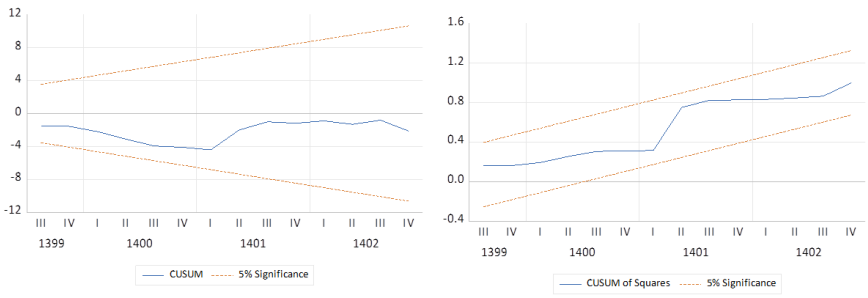
نتایج آزمون‌های تشخیص به صورت خلاصه در جدول ۷ ارائه شده است.

جدول ۷: نتایج آزمون‌های تشخیص

آزمون	آماره آزمون	آماره مربوطه	p-value	نتیجه
آزمون خودهمبستگی (Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test)	F-statistic	۰/۹۳۳۳	۰/۴۱۰۵	عدم وجود خودهمبستگی
	Obs*R-squared	۴/۲۰۴۴	۰/۱۲۲۲	عدم وجود خودهمبستگی
آزمون ناهمسانی واریانس (Breusch-Pagan-Godfrey)	F-statistic	۰/۵۱۷۱	۰/۹۴۲۰	وجود همسانی واریانس
	Obs*R-squared	۱۷/۹۰۸۷	۰/۸۴۶۲	وجود همسانی واریانس
	Scaled explained SS	۳/۹۰۷۲	۰/۹۹۹۹	وجود همسانی واریانس
آزمون خطای تصریح رمزی	F-statistic	۲/۱۰۲۳	۰/۱۴۹۷	مدل به درستی تصریح شده است
آزمون نرمالیتی (Jarque-Bera)	Skewness	-۰/۱۳۴۲	۰/۹۰۰۹	داده‌ها از توزیع نرمال پیروی می‌کنند
	Kurtosis	۳/۱۸۵۷		
	Jarque-Bera	۰/۲۰۸۷	۰/۹۰۰۹	

منبع: یافته‌های تحقیق

مقادیر آماره‌های آزمون خودهمبستگی بروش-گادفری نشان می‌دهند **هیچ خودهمبستگی** قابل توجهی در مدل وجود ندارد. بنابراین، فرضیه صفر که بیان می‌کند هیچ خودهمبستگی‌ای تا دو وقفه وجود ندارد، رد نمی‌شود. **آزمون‌های ناهمسانی بروش-پاگان-گادفری نیز** نشان می‌دهند که **هیچ ناهمسانی واریانسی** در مدل وجود ندارد، بنابراین فرضیه صفر که بیان می‌کند داده‌ها همسانی واریانس دارند، رد نمی‌شود. آزمون رمزی حاکی از عدم وجود خطای تصریح است و**آزمون نرمالیتی جارگوا-برا** نشان‌دهنده این است که **باقیمانده‌ها از توزیع نرمال پیروی می‌کنند**. در نمودار ۴ نیز نتایج آزمون‌های CUSUM و CUSUM of Squaresگزارش شده است که با توجه به عدم قطع خطوط بحرانی قرمز رنگ توسط مقادیر آماره آزمون، ثبات ضرایب قابل رد نیست. این نتایج به این معنی هستند که مدل فروض رگرسیون کلاسیک را دارا است و نتایج قابل اطمینان هستند.

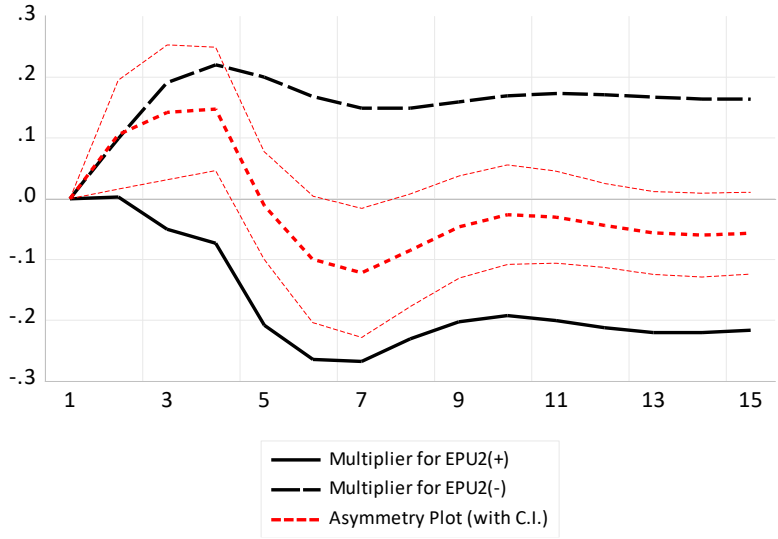


نمودار ٤: آزمون ثبات

منبع: یافته‌های تحقیق

٤-٨- آزمون عدم تقارن در کوتاه‌مدت و بلندمدت

در نمودار ۵ پویایی اثرات شوک‌های مثبت و منفی EPU ترسیم شده است. این نمودار به تحلیل **اثر نوسانات مثبت و منفی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی (EPU)** بر شاخص سهام می‌پردازد. خط‌های سیاه پیوسته و منقطع در این نمودار به ترتیب نمایانگر **ضریب** برای **شوک‌های مثبت** ((+) EPU) و **منفی** ((-) EPU) هستند. در دوره ۴، اثر **شوک‌های منفی** به وضوح بیشتر از **شوک‌های مثبت** است و اثرات منفی آن در ابتدا نسبت به شوک‌های مثبت شدیدتر هستند، به‌طوری که در دوره‌های اولیه افزایش می‌یابد و سپس به تدریج کاهش می‌یابد. این نشان می‌دهد که **شوک‌های منفی** باعث کاهش بیشتر در شاخص سهام در کوتاه مدت (۴ فصل اول شوک) می‌شوند و پس از مدتی به تعادل می‌رسند. در مقایسه، **شوک‌های مثبت** اثر کمتری در کوتاه‌مدت دارند و در طول زمان اثرات بیشتر می‌شود.



نمودار ۵: پویایی اثرات شوک‌های منفی و مثبت

منبع: یافته‌های تحقیق

در جدول ۸ نتایج آزمون‌های والد (Wald tests) برای بررسی تقارن اثرات شوک‌های مثبت و منفی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی (EPU) در بلندمدت و کوتاه‌مدت نشان داده شده است. این آزمون‌ها بر اساس رویکرد شین و همکاران (۲۰۱۴) انجام شده‌اند، که فرضیه صفر آن‌ها بیانگر تقارن اثرات شوک‌های مثبت و منفی در هر دو دوره زمانی (کوتاه‌مدت و بلندمدت) است. نتایج مبین آن است که هیچ تفاوت معنی‌داری بین اثرات این شوک‌ها وجود ندارد. در هر دو حالت، فرضیه صفر که بیان می‌کند اثرات شوک‌های مثبت و منفی برابر هستند، رد نمی‌شود. به این معنا که در بازار سهام ایران، تفاوت قابل توجهی بین واکنش به شوک‌های مثبت و منفی سیاست‌های اقتصادی داخلی وجود ندارد و این شوک‌ها اثرات مشابهی بر شاخص سهام در هر دو دوره زمانی دارند. بنابراین، نتایج نشان می‌دهند که بازار سهام ایران به طور یکسان به تغییرات مثبت و منفی در سیاست‌های اقتصادی داخلی واکنش نشان می‌دهد.

جدول ۸: نتایج آزمون تقارن اثرات شوک مثبت و منفی EPU

آزمون	آماره آزمون	مقدار	درجه آزادی	p-value	نتیجه
آزمون تقارن اثرات شوک‌های مثبت و منفی EPU در بلندمدت	t-statistic	۱/۴۳۸۰	۲۱	۰/۱۶۵۲	عدم رد فرضیه صفر
	F-statistic	۲/۰۶۸۹	(۱،۲۱)	۰/۱۶۵۲	عدم رد فرضیه صفر
	Chi-square	۲/۰۶۸۹	۱	۰/۱۵۰۴	عدم رد فرضیه صفر
آزمون تقارن اثرات شوک‌های مثبت و منفی EPU در کوتاه‌مدت	t-statistic	-۱/۸۴۰۶	۲۱	۰/۰۷۹۹	عدم رد فرضیه صفر
	F-statistic	۳/۳۸۷۹	(۱،۲۱)	۰/۰۷۹۹	عدم رد فرضیه صفر
	Chi-square	۳/۳۸۷۹	۱	۰/۰۶۵۷	عدم رد فرضیه صفر

منبع: یافته‌های تحقیق

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی (EPU)، چه به‌صورت شوک‌های مثبت و چه منفی، تأثیر منفی و معنی‌داری بر شاخص کل بازار سهام ایران دارد، در حالی که نااطمینانی جهانی (GEPU) در بلندمدت اثر معنی‌داری ندارد، اما در کوتاه‌مدت شوک‌های مثبت آن ابتدا مثبت و سپس منفی و شوک‌های منفی آن مثبت است. این یافته‌ها با مطالعه نوسیر و الخسانه (۲۰۲۳) هم‌راستاست که رابطه نامتقارن EPU و بازده سهام را تأیید می‌کند، اما برخلاف بروگارد و دتزل (۲۰۱۵) است که اثر مثبت EPU بر بازده سهام را در برخی شرایط نشان داده‌اند. همچنین، تأثیر مثبت شاخص قیمت مصرف‌کننده و کووید-۱۹ در بلندمدت با نتایج فن و نارایان[1] (۲۰۲۰) هم‌خوانی دارد که به اثرات مثبت سیاست‌های حمایتی در بحران‌ها اشاره دارند. با این حال، عدم تأثیر بلندمدت GEPU با یافته‌های اردوغان و همکاران (۲۰۲۲) که اثر منفی GEPU بر بازده سهام ترکیه را نشان دادند، متفاوت است.

با در نظر گرفتن یافته‌های تحقیق، توصیه‌های سیاستی زیر را می‌توان ارائه کرد:

- با توجه به تاثیر منفی شوک‌های منفی EPU بر شاخص سهام، ضروری است دولت و نهادهای سیاست‌گذار با کاهش تغییرات ناگهانی، اعلام برنامه‌های بلندمدت شفاف، و جلوگیری از تصمیم‌های غیر قابل پیش‌بینی، فضای اطمینان را برای سرمایه‌گذاران فراهم کنند. از آنجا که حتی شوک‌های مثبت EPU می‌توانند در کوتاه‌مدت واکنش منفی بازار

[1] Phan & Narayan

را به دنبال داشته باشند، اجرای اصلاحات اقتصادی باید به‌صورت گام‌به‌گام و همراه با اطلاع‌رسانی دقیق به فعالان بازار باشد.

همچنین با توجه به تأثیر معنی‌دار شاخص قیمت مصرف‌کننده بر بازار سهام، سیاست‌گذاران باید با ابزارهای پولی و مالی، تورم را کنترل و از نوسانات شدید قیمت طلا جلوگیری کنند تا نوسانات و نااطمینانی در بازار سهام را نیز کنترل کنند.

References

Alaee, R., Salahmanesh, A., & Arman, S. A. (2019). Determining the Optimal Economic Uncertainty Index for Iran's Economy. *Economic Strategy Quarterly*, 28, 111–145 (In Persian).

Amiri, H., & Pirdadeh Biranvand, M. (2019). Economic Policy Uncertainty and the Iranian Stock Market: A Markov Regime-Switching Approach. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 44, 49–67 (In Persian).

Arbab, H., Amadeh, H., & Amini, A. (2021). The Impact of Economic Policy Uncertainty on the Performance of Petrochemical Companies under Different Market Conditions. *Iranian Economic Research*, 88, 191–221 (In Persian).

Ashena, M. and La'l Khezri, H. (2020). The Dynamic Correlation of Global Economic Policy Uncertainty Index with Stock, Exchange Rate and Gold Markets in Iran: Application of M-GARRCH and DCC Approach. *Journal of Econometric Modelling*, 5(2), 147-172. (In Persian).

Aydin, M., Pata, U. K., & Inal, V. (2022). Economic Policy Uncertainty and Stock Prices in BRIC Countries: Evidence from Asymmetric Frequency Domain Causality Approach. *Applied Economic Analysis*, 30(89), 114-129.

Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring Economic Policy Uncertainty. *Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593–1636.

Baur, D. G., & Lucey, B. M. (2010). Is Gold a Hedge or a Safe Haven? An Analysis of Stocks, Bonds and Gold. *The Financial Review*, 45(2), 217–229.

Bird, R., & Yeung, D. (2012). How Do Investors React Under Uncertainty? *Pacific-Basin Finance Journal*, 20(2), 310-327.

Bloom, N. (2014). Fluctuations in Uncertainty. *Journal of Economic Perspectives*, 28(2), 153-176.

Brogaard, J., & Detzel, A. (2015). The Asset-Pricing Implications of Government Economic Policy Uncertainty. *Management Science*, 61(1), 3–18.

Chen, G. (Ed.). (1993). *Approximate Kalman Filtering* (Vol. 2). World Scientific.

Choi, S., & Yoon, C. (2022). Uncertainty, Financial Markets, and Monetary Policy over the Last Century. *The BE Journal of Macroeconomics*, 22(2), 397–434.

Chui, C. K. & Chen, G. (1991). *Kalman Filtering with Real-Time Applications*. Springer Verlag.

Davis, S. J. (2016). An Index of Global Economic Policy Uncertainty (No. w22740). National Bureau of Economic Research.

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.

Fotourechi, Z., Farhang, A. A., & Mohammadpour, A. (2022). The Effect of Economic Policy Uncertainty on Renewable Energy Consumption: A Pooled Mean Group Panel Approach. *Industrial Economics*, 20, 41–57 (In Persian).

Ghani, M., & Ahmad, S. (2023). Economic Policy Uncertainty and Emerging Stock Market Volatility. *Emerging Markets Finance and Trade*, 59(5), 1234–1250.

Hoque, E., Zaidi, M., & Ahmed, S. (2019). The Impact of Global Economic Policy Uncertainty on Stock Market Returns in a Regime-Switching Environment: Evidence from Sectoral Perspectives. *Emerging Markets Finance and Trade*, 55(4), 991–1016.

Jolliffe, I. T. (2002). *Principal Component Analysis*. Springer.

Khezri, M., Safavi, B., & Hedayatpour, D. (2022). The Impact of Economic Instability on Iran's Stock Market with an Emphasis on the EPU Index of Economic Policy Uncertainty. *Journal of Economics and Business*, 25, 49–67 (In Persian).

Li, R., Tang, G., Hong, C., Li, S., Li, B., & Xiang, S. (2024). A Study on Economic Policy Uncertainty, Geopolitical Risk and Stock Market

Spillovers in BRICS Countries. *The North American Journal of Economics and Finance*, 73, 102134.

Li, T., Ma, F., Zhang, X., & Zhang, Y. (2020). Economic Policy Uncertainty and the Chinese Stock Market Volatility: Novel Evidence. *Economic Modelling*, 87, 24-33.

Liang, C. C., Troy, C., & Rouyer, E. (2020). US Uncertainty and Asian Stock Prices: Evidence from the Asymmetric NARDL Model. *The North American Journal of Economics and Finance*, 51, 101046.

Nusair, S. A., & Al-Khasawneh, J. A. (2023). Changes in Oil Price and Economic Policy Uncertainty and the G7 Stock Returns: Evidence from Asymmetric Quantile Regression Analysis. *Economic Change and Restructuring*, 56(3), 1849–1893.

Ozbek, L., & Ozlale, U. (2005). Employing the Extended Kalman Filter in Measuring the Output Gap. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 29(9), 1611-1622.

Pahlavan, S., Najafi Moghaddam, A., Emam-Verdi, G., & Darabi, R. (2022). The Impact of Financial, Economic, Political, and International Risks on the Tehran Stock Exchange Index Using the ARDL Method. *Investment Studies*, 11(41), 303–332 (In Persian).

Parashar, N., Sharma, R., Sandhya, S., & Joshi, A. (2024). Market Volatility vs. Economic Growth: The Role of Cognitive Bias. *Journal of Risk and Financial Management*, 17(11), 479.

Pástor, Ľ., & Veronesi, P. (2013). Political Uncertainty and Risk Premia. *Journal of Financial Economics*, 110(3), 520-545.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.

Phan, D. H. B., & Narayan, P. K. (2020). Country Responses and the Reaction of the Stock Market to COVID-19: A Preliminary Exposition. *Emerging Markets Finance and Trade*, 56(10), 2138–2150.

Phan, D. H. B., & Narayan, P. K. (2021). Country Responses and the Reaction of the Stock Market to COVID-19—A Preliminary Exposition. In *Research on Pandemics* (pp. 6-18). Routledge.

Phan, T. C., Rieger, M. O., & Wang, M. (2018). What Leads to Overtrading and Under-Diversification? Survey Evidence from Retail Investors in an Emerging Market. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 19, 39-55.

Racicot, F. É., & Théoret, R. (2010). Forecasting Stochastic Volatility Using the Kalman Filter: An Application to Canadian Interest Rates and Price-Earnings Ratio. *Aestimatio: The IEB International Journal of Finance*, (1), 28-47.

Raheem, I. D. (2017). Asymmetry and Break Effects of Oil Price-Macroeconomic Fundamentals Dynamics: The Trade Effect Channel. *The Journal of Economic Asymmetries*, 16, 12-25.

Shaikh, I., & Vallabh, P. (2024). Impact of Policy Uncertainty on Gold Price in India: Evidence from Multi Commodity Exchange (MCX) India and World Gold Council Prices. *Applied Economics*, 56(32), 3837-3855.

Simran, & 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.

Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. *Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications*, 281–314.

Svec, J., & Katrak, X. (2017). Forecasting Volatility with Interacting Multiple Models. *Finance Research Letters*, 20, 245-252.

Williams, C. D. (2009). *Asymmetric Responses to Earnings News: A Case for Ambiguity* (Doctoral Dissertation, The University of North Carolina at Chapel Hill).

Younis, I., Gupta, H., Shah, W. U., Sharif, A., & Tang, X. (2024). The Effects of Economic Uncertainty and Trade Policy Uncertainty on Industry-Specific Stock Markets Equity. *Computational Economics*, 64(5), 2909-2933.

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.