



University of  
Sistan and Baluchestan



## Measuring Uncertainty in Public Health and Safety Indicators and Its Impact on Iran's Economic Growth\*

Ramin Amani<sup>1</sup> | Abbas Assari Arani<sup>2</sup> | Almas Heshmati<sup>3</sup> | Lotfali Agheli<sup>4</sup>

1. Ph.D. Candidate in Health Economics, Department of Economic Development and Planning, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. Email: [r.amani@modares.ac.ir](mailto:r.amani@modares.ac.ir)
2. Corresponding Author, Associate Professor, Department of Economic Development and Planning, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. Email: [assari\\_a@modares.ac.ir](mailto:assari_a@modares.ac.ir)
3. Visiting Professor of Economics, University of Economics Ho Chi Minh city, Vietnam. Email: [almas.heshmati@gmail.com](mailto:almas.heshmati@gmail.com)
4. Associate Professor, Institute of Economic Research, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. Email: [aghelik@modares.ac.ir](mailto:aghelik@modares.ac.ir)

### Article Info

### ABSTRACT

#### Article type:

Research Article

#### Article history:

Received: 12 March 2026

Revised in revised form:  
21 June 2026

Accepted: 1 July 2026,

Published online: 1 July  
2026

**JEL:** I15, I18, C22, O47.

#### Keywords:

Economic Growth, Iran,  
Uncertainty in Public Health  
and Safety Indicators.

Uncertainty in public health and safety indicators, as an important dimension of health system instability, can have wide-ranging consequences for macroeconomic performance. This study constructs an uncertainty index for Iran's public health and safety indicators and examines its nonlinear impact on economic growth over the period 1989–2024. First, uncertainty was estimated using GARCH-family models for six key indicators: fertility rate, HIV prevalence, tuberculosis incidence, diabetes prevalence, undernourishment prevalence, and road traffic mortality. A composite uncertainty index was then developed using standardized averaging. In the next stage, the Logistic Smooth Transition Regression (LSTR1) model was employed, with the uncertainty index serving as the threshold variable, to investigate the nonlinear relationship between health uncertainty and economic growth. The findings indicate that the relationship between health uncertainty and economic growth in Iran is regime-dependent. The estimated uncertainty threshold is 0.211, where the low-uncertainty regime mainly corresponds to the 2010s and 2020s, while the high-uncertainty regime is associated with the 1980s through the 2000s. The negative elasticity of uncertainty in the low regime (-0.451) is nearly twice as large as in the high regime (-0.228), suggesting that under relatively stable conditions, additional uncertainty imposes a stronger marginal effect on growth. Institutional quality, labor force participation, and physical capital investment exert positive and statistically significant effects in both regimes, whereas government consumption is significant only in the low-uncertainty regime. The results also confirm the negative effect of effective population growth on per capita output across both regimes.

\* This article is extracted from the Ph.D. dissertation of Ramin Amani at Tarbiat Modares University.

**Cite this article:** Amani, R. | Assari Arani, A. | Heshmati, A. | Agheli, L.A. (2026). Measuring Uncertainty in Public Health and Safety Indicators and Its Impact on Iran's Economic Growth. *Stable Economy Journal*, 7 (2), 5-44. DOI: 10.22111/sedj.2026.54994.1687



© The Author(s).

Publisher: University of Sistan and Baluchestan

DOI: 10.22111/sedj.2026.54994.1687

## Extended Abstract

### Introduction

Uncertainty in public health and safety indicators, as a major dimension of health system instability, can significantly influence macroeconomic performance. Because health constitutes a fundamental component of human capital, fluctuations and unpredictability in indicators such as fertility rates, disease prevalence, malnutrition, and road fatalities not only complicate health-sector planning but also affect economic growth through their influence on labor productivity, healthcare expenditures, and investment decisions.

This study aims to construct an uncertainty index for public health and safety indicators in Iran and to analyze its nonlinear effect on economic growth during the period 1989–2024. Specifically, the study seeks to:

1. Estimate conditional volatility in six key health indicators using GARCH-family models;
2. Construct a composite uncertainty index through standardized averaging; and
3. Examine the threshold effects and regime-dependent behavior of health uncertainty on GDP growth using smooth transition regression techniques.

### Method

The study adopts a two-stage econometric framework.

#### Stage One: Construction of the Health Uncertainty Index

In the first stage, uncertainty (conditional volatility) was extracted from six major public health and safety indicators: fertility rate, HIV prevalence, tuberculosis incidence, diabetes prevalence, undernourishment prevalence, and road traffic mortality. Data for these variables were obtained from the World Bank and Iran's Ministry of Health covering the period 1989–2024.

After testing for stationarity using the Augmented Dickey–Fuller (ADF) test, ARIMA models were specified for each series to separate predictable movements from unexpected shocks. The existence of conditional heteroskedasticity was confirmed through ARCH-LM tests. Subsequently, optimal GARCH specifications were selected based on Akaike and Schwarz information criteria in order to estimate conditional variances according to the following specification:

$$h_t = \omega + \sum \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum \beta_j h_{t-j}$$

The estimated volatility series were normalized using min–max transformation. Reverse scaling was applied where necessary to maintain directional consistency among indicators. Finally, a composite public health and safety uncertainty index (PHSU) was constructed through the simple average of the six normalized series, following the methodology of Baker et al. (2016).

#### Stage Two: Nonlinear Growth Estimation

In the second stage, the Logistic Smooth Transition Regression (LSTR1) model was employed to examine the nonlinear impact of health uncertainty on economic growth. The theoretical framework was based on the augmented Solow growth model proposed by Mankiw, Romer, and Weil (1992):

$$\log(GDP_t) = Cons + \lambda_1 \log(PHSU_t) + \lambda_2 \log(IQ_t) + \lambda_3 \log(L_t) + \lambda_4 \log(GC_t) + \lambda_5 \log(GCF_t) + \lambda_6 \log(n_j + 0.05) + \delta_t + \mu_t + u_t$$

where:

- **GDP** represents gross domestic product (constant 2015 USD);
- **PHSU** denotes the public health and safety uncertainty index;
- **IQ** refers to institutional quality, constructed from indicators of corruption control, rule of law, bureaucratic quality, government stability, and investment profile obtained from ICRG and normalized between 0 and 1;
- **L** is labor force participation;
- **GC** denotes government consumption expenditure as a share of GDP;
- **GCF** represents gross fixed capital formation (constant 2015 USD);
- **(n + 0.05)** captures effective population growth, including technological progress.

Following the methodology of Teräsvirta (1994), linearity was tested against smooth transition alternatives using the health uncertainty index as the transition variable. The null hypothesis of linearity was rejected (F-statistic = 5.67,  $p = 0.001$ ), and sequential specification tests favored the logistic transition function (LSTR1) over the exponential alternative (ESTR).

The model was estimated using nonlinear least squares, with the transition function specified as:

$$G(PHSU_t; \gamma, c) = [1 + \exp(-\gamma(PHSU_t - c))]^{-1}$$

where  $\gamma$  measures the speed of transition between regimes and  $c$  represents the threshold parameter.

Diagnostic tests, including LM autocorrelation, ARCH heteroskedasticity, Jarque–Bera normality, and Ramsey RESET specification tests, were conducted to verify the adequacy of the model.

## Results

The GARCH estimation results reveal significant conditional heteroskedasticity across all six health indicators, although the persistence of volatility differs substantially among variables. Diabetes prevalence and undernourishment exhibit high volatility persistence, indicating that shocks to these structural health variables tend to have long-lasting effects. By contrast, road traffic mortality demonstrates only ARCH effects without significant GARCH persistence, implying that fluctuations are largely temporary and event-driven.

The estimated public health uncertainty index (PHSU) declined from approximately 0.60 in 1989 to nearly 0.12 in 2024, reflecting a substantial reduction in health-system uncertainty over the study period. Nevertheless, intermittent increases were observed during episodes of economic sanctions and major health policy transitions.

The LSTR1 estimation confirms a significant nonlinear relationship between health uncertainty and economic growth. The estimated threshold value is 0.211 ( $p < 0.01$ ), while the transition speed parameter is 15.82, indicating relatively rapid switching between regimes.

Based on the estimated threshold, the sample period can be divided into three regimes:

- **Low-uncertainty regime (PHSU < 0.211):** 2014–2024
- **Transitional regime (0.15 < PHSU < 0.25):** 2005–2006 and 2009–2013
- **High-uncertainty regime (PHSU > 0.211):** 1989–2004 and 2007–2008

The model demonstrates strong explanatory power, with an  $R^2$  value of 0.986 and favorable information criteria (AIC = -4.41, BIC = -4.02). Diagnostic tests confirm the absence of autocorrelation and heteroskedasticity, as well as normal residual distribution and correct functional specification.

### Regime-Dependent Effects of Health Uncertainty

The results show that the impact of health uncertainty on economic growth is strongly regime-dependent. In the low-uncertainty regime, the elasticity of health uncertainty is estimated at -0.451 ( $p < 0.01$ ), which is substantially larger in magnitude than the elasticity observed in the high-uncertainty regime (-0.228,  $p < 0.05$ ).

This seemingly counterintuitive result may be explained by behavioral adaptation and economic habituation. In environments characterized by persistently high uncertainty, economic agents gradually adjust their expectations and decision-making processes, reducing the marginal impact of additional uncertainty shocks. However, this lower sensitivity should not be interpreted as evidence that uncertainty is harmless. Instead, persistently high baseline uncertainty imposes a continuous structural burden on economic growth.

### **Institutional Quality and Other Macroeconomic Variables**

Institutional quality exerts a positive and statistically significant effect on economic growth in both regimes, with elasticities of 0.386 and 0.342, respectively. These findings are consistent with institutional theories emphasizing the importance of stable and inclusive institutions for long-term economic performance.

Labor force participation also exhibits positive and stable elasticities across regimes (0.672 and 0.628), reflecting the dominant role of labor as a production factor within the Iranian economy.

Similarly, physical capital investment contributes positively to growth in both regimes, although the estimated elasticity declines under high uncertainty conditions. This finding supports the argument that uncertainty discourages irreversible investment decisions.

Government consumption is statistically significant only in the low-uncertainty regime. Under high uncertainty, government spending loses effectiveness, possibly because of inefficient resource allocation, corruption, or crowding-out effects.

The effective population growth variable ( $n+0.05$ ) has a negative and statistically significant effect in both regimes, consistent with the Solow growth framework, which predicts that population growth without proportional productivity improvements reduces per capita income.

### **Historical Interpretation of Regimes**

The temporal distribution of the estimated regimes corresponds closely with major historical and economic developments in Iran. The high-uncertainty regime coincides with the post-war reconstruction era, repeated sanctions episodes, and periods of exchange-rate instability. The transitional regime aligns with health-sector reforms and gradual institutional stabilization. Finally, the low-uncertainty regime reflects sustained improvements in health indicators, expanded healthcare coverage, and more predictable health policy implementation.

Overall, the findings support several theoretical perspectives, including Knight's distinction between risk and uncertainty, Bloom's uncertainty-shock framework, and Teräsvirta's smooth transition methodology. The results also reinforce the role of institutional quality in mitigating the adverse macroeconomic effects of uncertainty.

## **Conclusion**

This study demonstrates that uncertainty in public health and safety indicators exerts a significant and nonlinear effect on economic growth in Iran. The estimated threshold analysis identifies 0.211 as the critical level separating low- and high-uncertainty regimes, with markedly different growth responses across regimes.

A key finding is that the negative elasticity of uncertainty is nearly twice as large in the low-uncertainty regime as in the high-uncertainty regime. This implies that preserving stability is crucial, since even moderate increases in uncertainty can generate disproportionately large economic costs once the system has achieved relative stability.

Several policy implications emerge from the analysis:

1. **Maintaining uncertainty below the threshold level should become a central policy objective.** This requires stable health-sector financing, predictable pharmaceutical and insurance policies, and stronger resilience in healthcare infrastructure.
2. **Institutional quality reforms should accompany health-sector stabilization efforts.** Anti-corruption measures, stronger rule of law, and improvements in bureaucratic efficiency can mitigate the adverse effects of uncertainty on economic performance.

3. **Government expenditure should prioritize productive and countercyclical investments rather than consumption-based spending during periods of instability.** Investments in health infrastructure and targeted social support are likely to produce more effective outcomes than discretionary fiscal expansion.
4. **Policymakers should adopt regime-specific strategies.** In the current low-uncertainty regime, early warning systems, transparent communication, and rapid-response mechanisms are especially important because marginal increases in uncertainty can produce amplified growth effects.
5. **Productivity-enhancing policies remain essential.** Improvements in public health should be complemented by investments in education, technology adoption, and capital deepening in order to offset the negative effects of population growth on per capita income.

This study contributes to the literature by constructing the first composite uncertainty index for Iran's public health and safety system and by providing empirical evidence of regime-dependent growth effects. Nevertheless, certain limitations remain, including the use of annual data and the focus on aggregate indicators. Future research may extend the analysis to subnational levels, sectoral dimensions, and international comparisons in order to better understand the channels through which health-system stability influences macroeconomic performance.

### Ethical Considerations

**Compliance with ethical guidelines:** This study was conducted in accordance with the ethical principles of scientific research. As the study did not involve human participants, animals, or identifiable personal data, approval from an ethics committee was not required.

**Funding:** Not applicant.

**Authors' contribution:** This article is extracted from the Ph.D. dissertation of Ramin Amani (first author) under the supervision of Dr. Abbas Assari Arani (corresponding author), with advisory support from Professor Almas Heshmati and Dr. Lotfali Agheli.

- Ramin Amani: Conceptualization, data collection, methodology (GARCH, LSTR1), software implementation (EViews), formal analysis, writing – original draft, visualization.
- Dr. Abbas Assari Arani: Supervision, validation, methodology review, writing – review & editing.
- Professor Almas Heshmati: Advisory support, theoretical framework (uncertainty and growth literature), critical revision, interpretation of results.
- Dr. Lotfali Agheli: Advisory support, institutional quality index construction, data curation, writing – review & editing.

All authors have read and approved the final version of the manuscript.

**Conflict of interest:** The authors declare that there is no conflict of interest regarding the publication of this paper.

**Acknowledgments:** The authors sincerely thank the esteemed reviewers and the editorial board of the Stable Economy Journal for their valuable comments, constructive criticisms, and insightful suggestions, which have significantly improved the quality of this paper.

## برآورد نااطمینانی در شاخص‌های سلامت عمومی و ایمنی و تأثیر آن بر رشد اقتصادی ایران\*

رامین امانی<sup>۱</sup> | عباس عساری آرانی<sup>۲</sup> | الماس حشمتی<sup>۳</sup> | لطفعلی عاقلی<sup>۴</sup>

۱. دانشجوی دکتری تخصصی اقتصاد سلامت، گروه توسعه و برنامه‌ریزی اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران. رایانامه: r.amani@modares.ac.ir
۲. نویسنده مسئول، دانشیار، گروه توسعه و برنامه‌ریزی اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران. رایانامه: [assari\\_a@modares.ac.ir](mailto:assari_a@modares.ac.ir)
۳. استاد، دانشگاه هوشی مین، ویتنام. رایانامه: [almas.heshmati@gmail.com](mailto:almas.heshmati@gmail.com)
۴. دانشیار، گروه پژوهشی اقتصاد کشاورزی، پژوهشکده اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران. رایانامه: [aghelik@modares.ac.ir](mailto:aghelik@modares.ac.ir)

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: مقاله پژوهشی	نااطمینانی در شاخص‌های سلامت عمومی و ایمنی به‌عنوان یکی از ابعاد بی‌ثباتی نظام سلامت، می‌تواند پیامدهای گسترده‌ای بر عملکرد اقتصاد کلان بر جای گذارد. پژوهش حاضر با هدف برآورد شاخص نااطمینانی در شاخص‌های سلامت عمومی و ایمنی ایران و تحلیل اثر غیرخطی آن بر رشد اقتصادی طی دوره ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۳ انجام شده است. بدین منظور، ابتدا با استفاده از مدل‌های گارچ، نااطمینانی در شش شاخص کلیدی شامل نرخ باروری، شیوع HIV، موارد بیماری سل، شیوع دیابت، شیوع سوءتغذیه و مرگ‌ومیر جاده‌ای استخراج و با روش میانگین‌گیری استاندارد شده، یک شاخص ترکیبی ساخته شد. سپس با بهره‌گیری از مدل خودرگرسیو با انتقال ملایم لجستیک (LSTR1) و با در نظر گرفتن شاخص نااطمینانی به‌عنوان متغیر آستانه، اثر غیرخطی این شاخص بر رشد اقتصادی مورد بررسی قرار گرفت. یافته‌های مدل LSTR1 نشان داد که رابطه بین نااطمینانی سلامت و رشد اقتصادی در ایران وابسته به رژیم است. آستانه نااطمینانی ۰/۲۱۱ برآورد شد که بر اساس آن، رژیم پایین عمدتاً مربوط به سال‌های دهه ۱۳۹۰ و ۱۴۰۰ و رژیم بالا مربوط به دهه‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۸۰ است. کشش منفی نااطمینانی در رژیم پایین (۰/۴۵۱-) تقریباً دو برابر رژیم بالا (-) (۰/۲۲۸) است که نشان می‌دهد در شرایط نااطمینانی پایین، اثر نهایی آن بر رشد شدیدتر است. کیفیت نهادی، نیروی کار و سرمایه‌گذاری فیزیکی در هر دو رژیم اثر مثبت و معنادار دارند، اما مصرف دولت تنها در رژیم پایین اثربخش است. اثر منفی جمعیت مؤثر بر تولید سرانه نیز در هر دو رژیم تأیید شد.
تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۱۲/۲۱	
تاریخ ویرایش: ۱۴۰۵/۳/۳۱	
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۴/۱۰	
تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۴/۱۰	
JEL: I15, I18, C22, O47.	
واژه‌های کلیدی: ایران، رشد اقتصادی، نااطمینانی شاخص‌های سلامت عمومی و ایمنی.	

استناد: امانی، رامین؛ عساری آرانی، عباس؛ حشمتی، الماس؛ عاقلی، لطفعلی (۱۴۰۵). برآورد نااطمینانی در شاخص‌های سلامت عمومی و ایمنی و تأثیر آن بر رشد اقتصادی ایران. *اقتصاد باثبات*، ۷ (۲)، ۴۴-۵.  
DOI: 10.22111/sedj.2026.54994.1687



## ۱. مقدمه

رشد اقتصادی که به معنی افزایش تولید یک اقتصاد در طول زمان است، نقش حیاتی در پیشرفت جامعه ایفا می‌کند. این امر با افزایش درآمد سرانه، موجب ارتقا سطح زندگی از طریق تأمین توان خرید بیشتر برای افراد می‌شود (Salvatore, 2014). رشد اقتصادی به بهبود برونادهای سلامت، دسترسی به آموزش و رفاه کلی منجر می‌شود. رشد اقتصادی با گسترش کسب‌وکارها، بازار کار را گسترش داده و در نتیجه به کاهش نرخ بیکاری و ایجاد جامعه‌ای باثبات‌تر کمک می‌کند. در چند دهه گذشته، مطالعات گسترده‌ای برای بررسی عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی انجام شده است. در سال ۱۹۹۲، منکیو و همکاران (Mankiw, et al., 1992) مطالعات عمیقی در مورد تعیین عوامل رشد اقتصادی در کشورهای مختلف انجام دادند. رشد اقتصادی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین اهداف توسعه جوامع، همواره مورد توجه اقتصاددانان و سیاست‌گذاران قرار گرفته است. این مفهوم نه تنها به افزایش تولید ناخالص داخلی اشاره دارد، بلکه بهبود استانداردهای زندگی، کاهش فقر و ایجاد فرصت‌های شغلی را نیز در بر می‌گیرد. برای دستیابی به رشد اقتصادی پایدار، لازم است عوامل مختلفی که بر این فرایند تأثیر می‌گذارند، شناسایی و تحلیل شوند. در میان این عوامل، سطح سلامت و کیفیت نهادی نقش ویژه‌ای دارند (Lipset, 1959).

سلامت نقش بسیار مهمی در اقتصاد ایفا می‌کند؛ زیرا به طور مستقیم بر بهره‌وری نیروی کار، رشد اقتصادی و رفاه اجتماعی کل جامعه تأثیرگذار است. جمعیت سالم‌تر تمایل به بهره‌وری بالاتر دارد که می‌تواند منجر به افزایش تولید اقتصادی و رشد شود. علاوه بر این، بهبود سلامت می‌تواند هزینه‌های مراقبت‌های بهداشتی را کاهش داده و امید به زندگی را افزایش دهد که امکان زندگی کاری طولانی‌تر و درآمدهای بالاتر در طول زندگی را فراهم می‌کند (Fioret, 2023). فرانک نایت در کتاب خود با عنوان ریسک، نااطمینانی و سود<sup>۱</sup> که در سال ۱۹۲۱ منتشر شد، تمایزی اساسی میان دو مفهوم «ریسک» و «عدم قطعیت» قائل می‌شود. این تمایز یکی از بنیادی‌ترین مفاهیم در نظریه تصمیم‌گیری و اقتصاد است و تأثیر عمیقی بر درک ما از شرایط تصمیم‌گیری در محیط‌های مختلف دارد. نایت ریسک را به شرایطی اطلاق می‌کند که در آن نتایج آینده مشخص نیستند، اما احتمال وقوع آن‌ها را می‌توان با استفاده از داده‌های گذشته یا قوانین آماری محاسبه کرد. به عبارت دیگر، ریسک زمانی وجود دارد که نامعلوم بودن نتایج، همراه با امکان پیش‌بینی احتمالات وقوع آن‌ها باشد (Knight, 1921).

ایران در چند دهه گذشته در بهبود دسترسی به خدمات بهداشتی، توسعه مراقبت‌های اولیه و ارتقای شاخص‌های سلامت پیشرفت قابل‌توجهی داشته است. افزایش امید به زندگی، کاهش

---

<sup>1</sup> Risk, Uncertainty, and Profit

مرگ‌ومیر نوزادان و بهبود امید به زندگی سالم نشان می‌دهد که نظام سلامت کشور در برخی حوزه‌های پایه عملکرد مثبتی داشته است. بر اساس گزارش سازمان جهانی بهداشت، امید به زندگی در ایران از ۷۲/۶ سال در سال ۲۰۰۰ به ۷۴/۷ سال در سال ۲۰۲۱ و امید به زندگی سالم نیز از ۶۲/۶ سال به ۶۴ سال افزایش یافته است. با وجود این، چالش‌هایی مانند آلودگی هوا، بیماری‌های مزمن، مسائل سلامت روان و پیامدهای سالمندی جمعیت، ضرورت بازنگری در سیاست‌های سلامت و تقویت ظرفیت پاسخ‌گویی نظام بهداشت را نشان می‌دهد (سازمان جهانی بهداشت، ۲۰۲۲؛ *Azadnajafabad, S., et al., 2024*). از سوی دیگر، رشد اقتصادی ایران از سال ۱۹۷۹ تاکنون روندی نوسانی و بی‌ثبات داشته است. انقلاب اسلامی، جنگ ایران و عراق، تخریب زیرساخت‌ها، تحریم‌های بین‌المللی، وابستگی به درآمدهای نفتی، محدودیت‌های ارزی و مشکلات ساختاری اقتصاد داخلی از مهم‌ترین عواملی بوده‌اند که مسیر رشد اقتصادی کشور را تحت تأثیر قرار داده‌اند. هرچند پس از پایان جنگ و در برخی سال‌های دهه‌های ۱۹۹۰ و ۲۰۰۰ دوره‌هایی از بهبود نسبی مشاهده شد، اما تشدید تحریم‌ها، نوسانات قیمت نفت و محدودیت‌های داخلی موجب شد رشد اقتصادی ایران در بسیاری از سال‌ها ناپایدار باقی بماند (*World Bank, 2023*).

بر این اساس، هدف اصلی پژوهش، برآورد شاخص نااطمینانی در شاخص‌های سلامت عمومی و ایمنی ایران و تحلیل اثر آن بر رشد اقتصادی طی دوره ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۳ است. برای این منظور، ابتدا با استفاده از مدل‌های خانواده گارچ *GARCH*، نااطمینانی در شاخص شامل نرخ باروری، شیوع *HIV*، موارد بیماری سل، شیوع دیابت، شیوع سوءتغذیه و مرگ‌ومیر جاده‌ای استخراج می‌شود. سپس این شاخص‌ها با میانگین‌گیری استاندارد شده ترکیب شده و شاخص نهایی نااطمینانی سلامت عمومی و ایمنی ساخته می‌شود. در نهایت، با استفاده از مدل خودرگرسیون با انتقال ملایم، اثر غیرخطی این شاخص بر رشد اقتصادی ایران بررسی خواهد شد.

در ادامه، بخش دوم به بیان مبانی نظری، بخش سوم مهم‌ترین پیشینه‌های داخلی و خارجی، بخش چهارم روش‌شناسی و معرفی متغیرهای پژوهش، بخش پنجم نتایج پژوهش و در نهایت بخش ششم به ارائه نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی خواهد پرداخت.

## ۲. ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق

### ۲-۱. نااطمینانی در شاخص‌های سلامت عمومی و ایمنی

نااطمینانی در حوزه سلامت عمومی و ایمنی به نوسان‌پذیری و پیش‌بینی‌ناپذیری در شاخص‌های مرتبط با وضعیت سلامت جمعیت، بار بیماری‌ها و ریسک‌های سلامت عمومی اطلاق می‌شود (*Simonovic et al., 2023*) که ریشه در تمایز نایت (*Knight, 1921*) بین ریسک و نااطمینانی

دارد؛ جایی که نااطمینانی وضعیتی است که نه تنها نتایج آینده، بلکه احتمال وقوع آن‌ها نیز به دلیل فقدان اطلاعات قابل پیش‌بینی نیست. از منظر اقتصادسنجی، این مفهوم معادل واریانس شرطی شوک‌های غیرمنتظره پس از کنترل پویایی قابل پیش‌بینی سری زمانی است که می‌تواند الگوی خوشه‌ای داشته باشد (Engle, 1982; Bollerslev, 1986). در ادبیات سلامت، شاخص‌های متعددی برای سنجش این نااطمینانی وجود دارد: بنگراتز (Bongaarts, 2009) بر نوسانات نرخ باروری و پیامدهای بلندمدت آن تأکید دارد، هوبن و داد (Houben & Dodd, 2016) و قیس و همکاران (Ghys et al., 2006) به ترتیب بر پیش‌بینی‌ناپذیری در شیوع سل و HIV تمرکز کرده‌اند. در حوزه بیماری‌های غیرواگیر، سعیدی و همکاران (Saeedi et al., 2019) نوسانات شیوع دیابت و بلک و همکاران (Black et al., 2013) بی‌ثباتی در وضعیت سوءتغذیه را بررسی کرده‌اند و جیمز و همکاران (James et al., 2020) نیز مرگ‌ومیر جاده‌ای را به عنوان شاخصی از بی‌ثباتی زیرساخت‌های ایمنی معرفی می‌کنند.

در ادبیات اندازه‌گیری نااطمینانی در حوزه سلامت، تعیین «ابعاد شاخص» معمولاً یک گزاره‌ی بدیهی یا فهرست محور نیست، بلکه باید بر پایه‌ی یک فرایند مفهومی-استنتاجی انجام شود: نخست، مطالعات منتخب به‌عنوان شواهد ادبیات گردآوری می‌شوند؛ سپس، سازه‌های مشاهده‌پذیر که هر مطالعه برای بازنمایی نااطمینانی/بی‌ثباتی سلامت به‌کار گرفته است استخراج و گدگذاری می‌گردند؛ و در نهایت، با اتکا به هم‌ارزی مفهومی و هم‌خانوادگی سنجه‌ها، گدها در چند خوشه‌ی متمایز تجمیع می‌شوند. در این چارچوب، هیچ ادعایی مبنی بر اینکه «همه مطالعات» همه شاخص‌ها را به‌طور هم‌زمان پوشش داده‌اند مطرح نمی‌شود؛ بلکه استدلال اصلی آن است که ادبیات، مجموعه‌ای از سنجه‌ها را به‌کار می‌گیرد که از حیث مفهوم‌پردازی، به تعداد محدودی حوزه‌ی سنجش فروکاستنی هستند. بر اساس این منطق و با اتکا به مطالعات (Ahmad et al., (McCullough et al., 2020)، (Bongaarts, 2009)، (Lutz & Qiang, 2009)، (Ghys et al., 2006)، (Houben & Dodd, 2016)، (Saeedi et al., 2019)، (Kassebaum et al., 2014)، (Kassebaum et al., 2016)، (Black et al., 2013)، (Hunter et al., 2010)، (Naghavi, 2019)، (Hanquet et al., 2013)، (Schweitzer et al., 2015)، (Moss, 2017)، (James et al., 2020) و (Liu et al., 2016) ساختار مفهومی شاخص حاضر در چند بُعد اصلی صورت‌بندی می‌شود که یکی از این ابعاد سلامت عمومی و ایمنی است. این بُعد، ادبیاتی را نمایندگی می‌کند که نااطمینانی سلامت را در تغییرپذیری وضعیت سلامت جمعیت، بار بیماری و ریسک‌های سلامت عمومی جست‌وجو می‌کند؛ از جمله نماگرهای مرتبط با بیماری‌های مزمن، حوادث و آسیب‌ها، سوءتغذیه و سایر تهدیدهای

سلامت جمعیتی. این دسته از سنجه‌ها عمدتاً در سطح جمعیتی و در قالب ریسک/بار بیماری<sup>۱</sup> مفهوم‌پردازی می‌شوند و در بسیاری از کاربردها با سنجه‌های استاندارد دی مانند  $DALYs^2$  هم‌نشین‌اند. بر مبنای گدگذاری نااطمینانی مفهومی، آثاری نظیر (Houben & Dodd, 2016), (Bongaarts, 2009), (Liu et al., 2016), (Moss, 2017), (Naghavi, 2019) در خوشه‌ی «سلامت عمومی، ایمنی و بار بیماری» قرار می‌گیرند، زیرا تمرکز سنجش آن‌ها بر وضعیت سلامت عمومی و ریسک‌های جمعیتی است. متغیرهای نااطمینانی شاخص‌های سلامت عمومی و ایمنی در نمودار (۱) ارائه شده است.



نمودار ۱. متغیرهای نااطمینانی در شاخص‌های سلامت عمومی و ایمنی (منبع: نتایج پژوهش براساس مطالعات پیشین)

## ۲-۲. نحوه اثرگذاری نااطمینانی در شاخص‌های سلامت عمومی و ایمنی بر رشد اقتصادی

سلامت به‌عنوان یکی از ابعاد اصلی سرمایه انسانی، نقش مهمی در بهره‌وری نیروی کار و رشد اقتصادی دارد. بر اساس دیدگاه گروسمن، سلامت نوعی سرمایه مولد است و افراد با سرمایه‌گذاری در سلامت، توان کاری، بهره‌وری و طول عمر فعالیت اقتصادی خود را افزایش می‌دهند. از این منظر، بهبود سلامت تنها به ارتقای رفاه فردی محدود نمی‌شود، بلکه از طریق افزایش مشارکت نیروی کار، کاهش غیبت‌های شغلی و کاهش هزینه‌های درمانی، به تقویت بنیان‌های رشد اقتصادی کمک می‌کند. این موضوع به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه اهمیت بیشتری دارد؛ زیرا بار بیماری‌ها می‌تواند بهره‌وری نیروی کار و ظرفیت تولیدی اقتصاد را به‌شدت محدود کند (Bloom, 2009). سرمایه‌گذاری در بخش

<sup>1</sup> population risk/burden

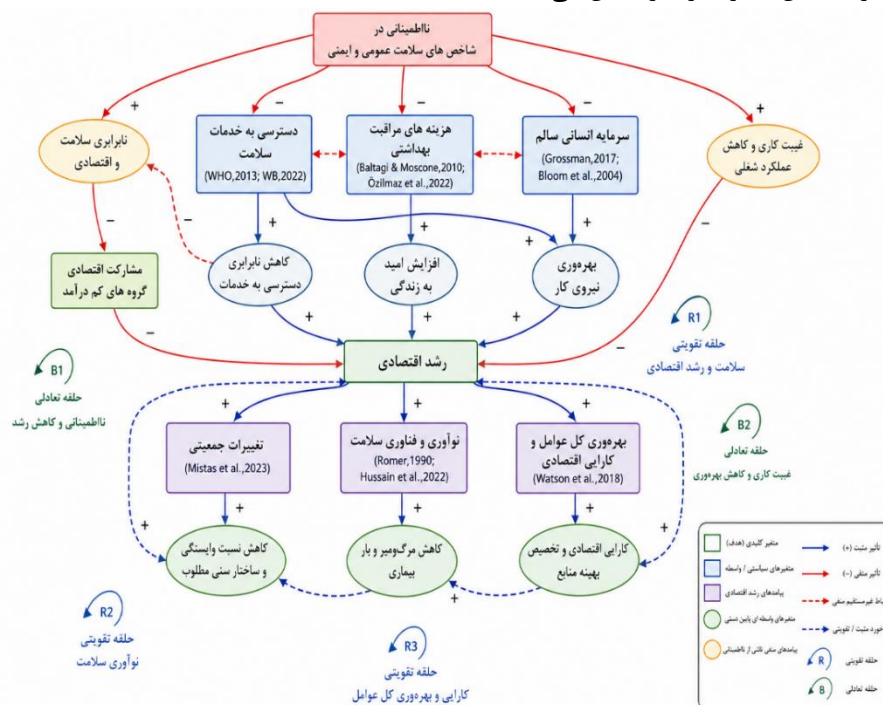
<sup>2</sup> disability-adjusted life year

سلامت نیز از مسیر افزایش امید به زندگی، بهبود کیفیت نیروی کار و کاهش هزینه‌های بلندمدت بیماری، اثر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد. مطالعات نشان می‌دهند کشورهایی که سرمایه‌گذاری پایدار در سلامت دارند، از رشد اقتصادی باثبات‌تری برخوردار می‌شوند؛ زیرا جمعیت سالم‌تر توان مشارکت مؤثرتری در اقتصاد دارد. در اقتصادهای نوظهور و کشورهای درحال توسعه، افزایش هزینه‌های سلامت می‌تواند سرمایه انسانی را تقویت کرده، فقر را کاهش دهد و زمینه توسعه اقتصادی پایدار را فراهم کند (Baltagi, & Moscone, 2010; Qingyuan, et al., 2020; Ozyilmaz, et al., 2022).

سلامت همچنین از طریق کاهش فقر و نابرابری، بر عملکرد اقتصادی اثرگذار است. دسترسی همگانی به خدمات سلامت از تحمیل هزینه‌های سنگین درمانی بر خانوارهای کم‌درآمد جلوگیری کرده و امکان مشارکت اقتصادی بیشتر گروه‌های آسیب‌پذیر را فراهم می‌سازد. به همین دلیل، گسترش خدمات سلامت فراگیر می‌تواند هم‌زمان به بهبود عدالت اجتماعی، کاهش نابرابری درآمدی و تقویت رشد اقتصادی بلندمدت کمک کند (سازمان جهانی بهداشت، ۲۰۱۳). از سوی دیگر، سلامت بر ساختار جمعیتی، نرخ زادوولد، امید به زندگی و نسبت وابستگی اثر می‌گذارد. بهبود سلامت معمولاً با افزایش امید به زندگی و کاهش نرخ باروری همراه است و می‌تواند زمینه بهره‌مندی اقتصاد از مزایای جمعیتی را فراهم کند. سالمندان سالم‌تر نیاز کمتری به خدمات درمانی پرهزینه دارند و می‌توانند برای مدت بیشتری از نظر اقتصادی فعال باقی بمانند؛ موضوعی که برای اقتصادهای درگیر سالمندی جمعیت اهمیت زیادی دارد (Maestas, et al., 2023).

پیشرفت‌های فناوری در حوزه سلامت نیز یکی از مسیرهای مهم اثرگذاری سلامت بر رشد اقتصادی است. بر اساس نظریه رشد درون‌زای رومر، نوآوری و فناوری می‌توانند موتور رشد اقتصادی باشند. در حوزه سلامت، فناوری‌های نوین با کاهش بار بیماری، افزایش کارایی نظام درمان، ایجاد اشتغال و توسعه صنایع مرتبط با سلامت، هم به بهبود سلامت عمومی و هم به رشد اقتصادی کمک می‌کنند (Romer, 1990; Hussain, et al., 2022). در کنار این موارد، اقتصاد سلامت بر تخصیص بهینه منابع و انتخاب مداخلات هزینه‌اثربخش تأکید دارد. استفاده از تحلیل هزینه - اثربخشی به سیاست‌گذاران کمک می‌کند تا منابع محدود سلامت را به مداخلاتی اختصاص دهند که بیشترین اثر را بر سلامت عمومی و کمترین فشار را بر بودجه عمومی دارند. اقداماتی مانند واکسیناسیون، غربالگری زودهنگام و برنامه‌های پیشگیرانه، نمونه‌هایی از مداخلات کارآمد هستند که می‌توانند از هزینه‌های درمانی سنگین در آینده جلوگیری کرده و پایداری رشد اقتصادی را تقویت کنند (Watson, et al., 2018). در نهایت، نیروی کار سالم یکی از پیش‌شرط‌های اصلی بهره‌وری پایدار است. ضعف سلامت جسمی و روانی می‌تواند موجب افزایش غیبت کاری، کاهش عملکرد شغلی و خروج زودهنگام افراد از بازار کار شود. بنابراین، سرمایه‌گذاری در سلامت نیروی کار، به‌ویژه در

کشورهای کم‌درآمد و متوسط و در بخش‌های وابسته به نیروی انسانی، می‌تواند به حفظ بهره‌وری، کاهش آسیب‌پذیری اقتصادی و تقویت رشد پایدار کمک کند (Dupas, & Miguel, 2017). نمودار (۲) این تاثیرگذاری را نشان می‌دهد.



نمودار ۲. نحوه اثرگذاری ناطمینانی در شاخص‌های سلامت عمومی و ایمنی بر رشد اقتصادی (منبع: نتایج پژوهش). نمودار ۲ چارچوبی عالی برای توضیح اثر ناطمینانی در شاخص‌های سلامت عمومی و ایمنی بر عملکرد اقتصادی ارائه می‌دهد. در این مدل، ناطمینانی سلامت به‌عنوان محرک اصلی، از مسیریایی مانند کاهش دسترسی به خدمات سلامت، افزایش هزینه‌های درمان و تضعیف سرمایه انسانی سالم، بر اقتصاد اثر منفی می‌گذارد. کاهش دسترسی به خدمات درمانی موجب تشدید نابرابری سلامت می‌شود و افزایش هزینه‌های بهداشتی نیز منابع خانوار و دولت را کاهش داده و ظرفیت سرمایه‌گذاری مولد را محدود می‌کند. در این چارچوب، سرمایه انسانی سالم نقش واسطه‌ای مهمی دارد؛ زیرا سلامت بیشتر باعث افزایش توان کاری، کاهش غیبت شغلی و ارتقای بهره‌وری نیروی کار می‌شود. در نتیجه، تضعیف سلامت عمومی از طریق کاهش بهره‌وری، رشد اقتصادی و تولید ملی را تحت تأثیر منفی قرار می‌دهد. مدل همچنین نشان می‌دهد که رشد اقتصادی تنها پیامد نهایی نیست، بلکه می‌تواند

به صورت بازخوردی بر سلامت عمومی اثر بگذارد. رشد اقتصادی با فراهم کردن منابع بیشتر برای سرمایه‌گذاری در فناوری‌های سلامت، بهبود زیرساخت‌های درمانی و افزایش کارایی نظام سلامت، زمینه تقویت سلامت عمومی و بهره‌وری را فراهم می‌کند. بنابراین، حلقه‌های تقویتی مدل بیانگر آن هستند که سلامت بهتر می‌تواند رشد اقتصادی را افزایش دهد و رشد اقتصادی نیز دوباره به ارتقای سلامت کمک کند. در مقابل، حلقه‌های تعدیلی نشان می‌دهند که نااطمینانی سلامت از طریق افزایش نابرابری، کاهش مشارکت اقتصادی گروه‌های کم‌درآمد، افزایش غیبت کاری و افت عملکرد شغلی، مانع استمرار رشد اقتصادی می‌شود. به طور کلی، نمودار نشان می‌دهد که سلامت عمومی و ایمنی نه تنها یک پیامد اجتماعی، بلکه یکی از عوامل بنیادین رشد، بهره‌وری و توسعه اقتصادی است.

#### ۲-۴. پیشینه پژوهش

تاکنون در پژوهش‌های داخلی مستقیماً به برآورد شاخص نااطمینانی در شاخص‌های سلامت عمومی و ایمنی پرداخته نشده است. اما بر اساس رویکرد مفهومی جدید و مطالعات می‌توان دریافت که ادبیات سنجش پدیده مورد مطالعه طی سال‌های اخیر از رویکردهای تک‌بعدی و شاخص‌های ساده فاصله گرفته و به سمت چارچوب‌های مفهومی چندبعدی حرکت کرده است؛ به گونه‌ای که شاخص‌های جدید، به جای اتکا به یک متغیر منفرد، سازوکارهای مکمل و کانال‌های اثرگذار را به صورت همزمان پوشش می‌دهند. این تحول مفهومی از یک‌سو ناشی از محدودیت شاخص‌های تک‌متغیره در توضیح تغییرات واقعی پدیده (به‌ویژه در سطح کلان و داده‌های سالانه) و از سوی دیگر حاصل انباشت مطالعاتی است که نشان داده‌اند پدیده مورد بررسی ماهیتی ترکیبی دارد و از مسیرهای مختلف شکل می‌گیرد. بر همین اساس، رویکردهای جدید پیشنهاد می‌کنند شاخص نهایی بر پایه «ابعاد» ساخته شود؛ ابعادی که هر یک نماینده یک مکانیسم کلیدی بوده و در مجموع، تصویر جامع‌تری از وضعیت و تغییرات فراهم می‌کنند. بُعد «سلامت عمومی ایمنی» بر ادبیاتی تکیه دارد که نشان می‌دهد تغییرات در شیوع و الگوی بیماری‌ها، مسیر اصلی انتقال فشار به ظرفیت‌های سلامت و شکل‌گیری نوسانات در تقاضای خدمات و پیامدهای سلامت است. از این منظر، شواهد مربوط به ایدز در مطالعه (Ghys, et al., 2006)، سل در مطالعه (Houben & Dodd, 2016)، و دیابت در پژوهش (Saeedi, et al., 2019) مبانی تجربی این بُعد را فراهم می‌کنند و نشان می‌دهند چرا نوسانات مرتبط با بیماری‌های مزمن یا واگیر می‌تواند به صورت تأخیری و تشدید در سایر ابعاد نیز بازتاب یابد. علاوه بر این، بخش‌هایی از ادبیات که بر مخاطرات سلامت و پیامدهای گسترده‌تر در سلامت عمومی تمرکز دارند، از طریق مطالعاتی مانند (James, et al., 2020) و نیز (Naghavi,

(2019) به غنای مفهومی این بُعد کمک می‌کنند و اهمیت نگاه ترکیبی به وضعیت سلامت عمومی را توضیح می‌دهند.

در زمینه پژوهش‌های جدیدتر؛ (Amani et al., 2026) به بررسی تاثیر نااطمینانی در اقتصاد سلامت و تاثیر تعاملی آن با کیفیت نهادی بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از رویکرد حداقل مربعات معمولی با پارامترهای متغیر در زمان (TVP-OLS) و فیلتر کالمن طی دوره زمانی ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۳ پرداخته‌اند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که: (۱) نااطمینانی اقتصاد سلامت اثر منفی و معنادار بر تولید واقعی دارد؛ (۲) کیفیت نهادی اثر مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی دارد؛ و (۳) جمله تعاملی بین نااطمینانی سلامت و کیفیت نهادی نیز منفی است که نشان می‌دهد نهادهای قوی‌تر اثر نااطمینانی را کاهش می‌دهند اما آن را کاملاً خنثی نمی‌کنند. (Sun et al., 2026) در مقاله‌ای با استفاده از داده‌های پانلی ۴۸ کشور جنوب صحرای آفریقا (۱۹۹۰ تا ۲۰۲۴) و به کارگیری روش‌های *GMM* سیستمی، رگرسیون چندک پانلی، تحلیل میانجی‌گری پویا و تحلیل مرزی تصادفی، به بررسی اثر مشترک رشد اقتصادی، کیفیت نهادی، تحول ساختاری و کارایی نظام سلامت بر پیامدهای سلامت پرداخته‌اند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که کیفیت نهادی پایدارترین و قوی‌ترین عامل تعیین‌کننده پیامدهای سلامت (مانند امید به زندگی و مرگومیر کودکان) است. (Bahrami Nia et al., 2025) در پژوهشی با بهره‌گیری از روش خودرگرسیو با وقفه توزیعی (ARDL) به بررسی اثرات مستقیم و تعاملی مخارج سلامت دولت و کیفیت نهادی بر رشد اقتصادی ایران طی دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۲ پرداخته‌اند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که کیفیت نهادی بهبودیافته به طور معناداری به رشد اقتصادی ایران کمک کرده است.

(Shirazi et al., 2024) در مطالعه‌ای با استفاده از چارچوب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی بیزی (DSGE)، اثر مخارج سلامت و درمان را بر چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران بررسی کرده‌اند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که شوک مخارج مراقبت‌های سلامت، بیش از ۱۴ درصد از نوسانات تولید، بیش از ۱۱ درصد از نوسانات مصرف و بیش از ۱۰ درصد از نوسانات سرمایه‌گذاری اقتصاد ایران را توضیح می‌دهد. (Otten, et al., 2023) در مطالعه‌ای با رویکرد مرور نظام‌مند و بهره‌گیری از راهبرد «گلوله‌برفی»، به صورت خاص بر شناسایی و طبقه‌بندی ابزارها و رویه‌های ارزیابی نااطمینانی در مطالعات حوزه سلامت تمرکز کرده‌اند. هدف محوری این پژوهش، فراهم کردن یک نقشه روش‌شناختی برای سنجش و مدیریت نااطمینانی در ارزیابی‌های سلامت بوده است. برآیند مرور، شناسایی ۸۰ روش ارزیابی نااطمینانی بود که در سه دسته مکمل صورت‌بندی شدند: ۳۰ روش برای «شناسایی» منابع نااطمینانی، ۲۸ روش برای «تحلیل» نااطمینانی و ۲۲ روش برای «ارتباط/گزارش» نااطمینانی. از منظر محتوایی، نتایج نشان داد روش‌های شناسایی عمدتاً برای

ردیابی منشأ نااطمینانی‌های ناشی از منابع متنوع طراحی شده‌اند و در عمل، بسیاری از آن‌ها به جای پرداخت مستقیم به نااطمینانی، مفاهیم واسط و نزدیک به آن مانند «اعتبار»، «کیفیت مدل» و «مرتبط‌بودن» را هدف می‌گیرند.

در امتداد ادبیات سلامت، (Anwar, et al., 2023) رابطه میان سیاست مالی دولت در بخش سلامت و پیامدهای سلامت را در کشورهای عضو OECD با استفاده از روش GMM سیستمی بررسی کرده‌اند. صورت‌بندی تجربی این پژوهش بر این مبنا استوار است که مخارج عمومی سلامت می‌تواند از مسیر تقویت زیرساخت‌ها، افزایش دسترسی و ارتقای کیفیت خدمات، به بهبود سرمایه انسانی منجر شود. نتایج نشان داد افزایش سرمایه‌گذاری/مخارج سلامت با بهبود شاخص‌های پیامدی همراه است؛ به‌طور مشخص، امید به زندگی افزایش و مرگ‌ومیر نوزادان کاهش می‌یابد. (Celik, et al., 2023) با تمرکز بر کشورهای OECD، پیوند میان «همگرایی مخارج سلامت» و «همگرایی رشد اقتصادی» را با استفاده از آزمون ریشه واحد غیرخطی بررسی کرده‌اند. یافته‌های این پژوهش بیانگر آن است که همگرایی در مخارج سلامت می‌تواند به همگرایی رشد اقتصادی کمک کند.

(Beylik, et al., 2022) نیز در چارچوبی نزدیک اما با تمرکز بر برآوردهای مقاوم، رابطه بین شاخص‌های مخارج سلامت و رشد اقتصادی را در ۲۱ کشور OECD تحلیل کرده‌اند. این پژوهش با استفاده از خطای استاندارد Driscoll-Kraay تلاش کرده است اثرات ناهمسانی واریانس، خودهمبستگی و نیز وابستگی مقطعی را که در داده‌های پانلی کشورهای به‌هم‌پیوسته رایج است، به شکل مناسب کنترل کند. نتایج نشان داد افزایش مخارج سلامت می‌تواند رشد اقتصادی را تقویت کند. در حوزه مفهومی سنجش پدیده‌های چندبعدی، (Tariq, et al., 2021) با تمرکز بر تاب‌آوری جوامع در برابر بلایا، نشان داده‌اند که مفاهیم پیچیده اجتماعی-اقتصادی معمولاً تک‌بعدی نیستند و برداشت ذی‌نفعان از آن‌ها نیز یکدست نیست. مرور ۳۶ چارچوب تاب‌آوری در این مطالعه آشکار ساخت که بخش عمده پژوهش‌ها از رویکردهای عینی برای سنجش تاب‌آوری بهره می‌گیرند و در مقابل، کمبود چارچوب‌های مشارکتی یا ذهنی محسوس است. از منظر طراحی شاخص، این پژوهش اهمیت «خوشه‌بندی شاخص‌ها در ابعاد» را برجسته می‌کند.

در حوزه مطالعات داخلی، صفوی و همکاران (۲۰۲۵) در مطالعه‌ای به تحلیل اثرات وابسته به وضعیت متغیرهای کلان اقتصادی بر هزینه‌های بهداشتی و درمانی خانوارها در ۳۱ استان ایران طی دوره ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ پرداخته‌اند. نتایج برآورد مدل‌های استان‌های نشان می‌دهد اثر رشد اقتصادی بر نسبت هزینه‌های بهداشتی و درمانی خانوارها در رژیم پایین رشد، منفی و معنی‌دار و در رژیم بالای رشد، منفی و غیرمعنی‌دار است. عارفی و همکاران (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای با رویکرد پانل دیتا و با برداشتی از فرم تابع تولید کاب-داگلاس، تأثیر شاخص سلامت بر رشد اقتصادی را در سه گروه از

استان‌های ایران (برخوردار، با برخورداری متوسط و کم‌برخوردار) مورد بررسی قرار داده‌اند. بر اساس نتایج این مطالعه، تأثیر مخارج سلامت خانوار، مخارج آموزشی خانوار، عملکرد اعتبارات عمرانی، سرمایه‌گذاری خصوصی در مسکن، درصد شهرنشینی و میزان مشارکت اقتصادی بر رشد اقتصادی در سه گروه استان‌ها مثبت و معنادار بوده است. نیکزادیان و همکاران (۲۰۱۹) در رساله دکتری به بررسی تأثیر سلامت بر رشد اقتصادی در یک اقتصاد متکی به منابع طبیعی پرداخته‌اند. این پژوهش نشان می‌دهد که سلامت به عنوان یک عامل کلیدی، نقش مؤثری در بهبود رشد اقتصادی دارد. بر اساس مطالعه‌ای که در چارچوب الگوهای رشد درونزا برای اقتصاد ایران انجام شده است، مشخص شد که ارتقای سلامت عمومی و خصوصی، در کنار کاهش وابستگی به منابع طبیعی، می‌تواند به تحریک رشد اقتصادی منجر شود.

در سطح مطالعات داخلی، تاکنون پژوهشی که به طور مستقیم به برآورد شاخص نااطمینانی در شاخص‌های سلامت عمومی و ایمنی و تأثیر آن بر رشد اقتصادی ایران پرداخته باشد، انجام نشده است. مطالعات موجود در ایران عمدتاً به تحلیل توصیفی روند شاخص‌های سلامت یا بررسی رابطه ساده میان مخارج سلامت و رشد اقتصادی محدود شده‌اند. از این رو، پژوهش حاضر با بهره‌گیری از آخرین یافته‌های علمی و با استفاده از داده‌های ملی و به‌روز شامل شاخص کلیدی سلامت عمومی و ایمنی (نرخ باروری، شیوع HIV، موارد بیماری سل، شیوع دیابت، شیوع سوءتغذیه و مرگ‌ومیر جاده‌ای) طی دوره ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۳، گامی را در جهت پر کردن این خلأ پژوهشی برمی‌دارد. این مطالعه با به‌کارگیری روش اقتصادسنجی گارچ برای استخراج نااطمینانی و مدل رگرسیون انتقال ملایم (STAR) برای بررسی اثرات غیرخطی، رویکردی نوآورانه در تحلیل رابطه میان نااطمینانی سلامت و رشد اقتصادی ایران ارائه می‌دهد.

با توجه به خلأ پژوهشی اشاره‌شده و مرور مبانی نظری و پیشینه تجربی، پرسش‌های اصلی تحقیق که این مقاله در صدد پاسخگویی به آنها است، به شرح زیر است:

#### پرسش‌های تحقیق:

۱. نااطمینانی در شاخص‌های سلامت عمومی و ایمنی چه تأثیری بر رشد اقتصادی ایران دارد؟
۲. کیفیت نهادی چه تأثیری بر رشد اقتصادی ایران دارد؟
۳. نیروی کار چه تأثیری بر رشد اقتصادی ایران دارد؟
۴. مخارج مصرفی دولت چه تأثیری بر رشد اقتصادی ایران دارد؟
۵. سرمایه‌گذاری فیزیکی (تشکیل سرمایه ثابت ناخالص) چه تأثیری بر رشد اقتصادی ایران دارد؟

۶. پروکسی فناوری (نرخ رشد جمعیت به اضافه ۵ درصد) چه تأثیری بر رشد اقتصادی ایران دارد؟  
فرضیه تحقیق:

$H_1$ : ناطمینانی در شاخص‌های سلامت عمومی و ایمنی بر رشد اقتصادی ایران تأثیر منفی و معنی‌دار دارد.

$H_2$ : کیفیت نهادی بر رشد اقتصادی ایران تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد.

$H_3$ : نیروی کار بر رشد اقتصادی ایران تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد.

$H_4$ : مخارج مصرفی دولت بر رشد اقتصادی ایران تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد.

$H_5$ : سرمایه‌گذاری فیزیکی بر رشد اقتصادی ایران تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد.

$H_6$ : پروکسی فناوری بر رشد اقتصادی ایران تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد.

### ۳. روش‌شناسی پژوهش و معرفی متغیرها

#### ۳-۱. نحوه برآورد ناطمینانی در شاخص‌های سلامت عمومی و ایمنی

در این پژوهش «ناطمینانی در شاخص‌های سلامت عمومی و ایمنی» به‌طور عملیاتی به‌عنوان نوسان‌پذیری زمانی و پیش‌بینی‌ناپذیری در مسیر شاخص‌های کلیدی سلامت عمومی و ایمنی تعریف می‌شود. از منظر اقتصادسنجی وقتی هدف اندازه‌گیری ناطمینانی است، رایج‌ترین تفسیر کمی آن، واریانس شرطی شوک‌های غیرمنتظره (نوآوری‌ها) است؛ یعنی بخشی از تغییرات که پس از کنترل پویایی قابل‌پیش‌بینی سری باقی می‌ماند و می‌تواند در طول زمان «خوشه‌ای» و متغیر باشد (انگل، ۱۹۸۲؛ بولرسلو، ۱۹۸۶). بر همین مبنا، اگر خطای مدل میانگین یک متغیر  $\varepsilon_t$  باشد، ناطمینانی متناظر با آن در زمان  $t$  با  $h_t = Var(\varepsilon_t | \Omega_{t-1})$  سنجیده می‌شود؛ به بیان ساده، ناطمینانی همان نوسان شرطی شوک‌های غیرمنتظره است، نه صرفاً پراکندگی خام داده‌ها.

با وجود آن‌که مدل‌های ARCH/GARCH ابتدا در ادبیات مالی برای داده‌های پُر فرکانس توسعه یافتند، به‌کارگیری آن‌ها برای داده‌های سالانه و کلان نیز از نظر مفهومی قابل دفاع است؛ زیرا بسیاری از شاخص‌های کلان و بخشی—به‌ویژه در اقتصادهای در معرض شوک‌های سیاستی، تحریمی، بودجه‌ای و بحران‌های بهداشتی—می‌توانند الگوی «خوشه‌بندی نوسان» داشته باشند؛ یعنی دوره‌هایی از آرامش نسبی و سپس دوره‌هایی از بی‌ثباتی ممتد. این دقیقاً همان الگویی است که خانواده ARCH/GARCH برای مدل‌سازی آن طراحی شده‌اند (انگل، ۱۹۸۲؛ بولرسلو، ۱۹۸۶). بنابراین، حتی با فرکانس سالانه، اگر آزمون‌های تشخیصی نشان دهند که واریانس خطا همسان نیست و وابستگی در توان دوم باقیمانده‌ها وجود دارد، برآورد  $h_t$  به‌عنوان شاخص ناطمینانی از نظر روش‌شناختی معتبر خواهد بود. با این حال، محدودیت مهم داده سالانه آن است که تعداد مشاهدات

کمتر است و ممکن است حساسیت برآورد به وقفه‌های زیاد یا مدل‌های بسیار انعطاف‌پذیر افزایش یابد؛ لذا در این پژوهش رویکرد پارسیمن (کم‌پارامتر) اتخاذ می‌شود و انتخاب وقفه‌ها به معیارهای اطلاعاتی و آزمون‌های تشخیصی مقید می‌گردد.

فرایند برآورد نااطمینانی برای هر سری زمانی به صورت دو مرحله‌ای انجام می‌شود. در گام اول، برای جداسازی جزء قابل‌پیش‌بینی از شوک‌های غیرمنتظره، معادله میانگین با یک ساختار خودرگرسیون/میانگین متحرک تخمین زده می‌شود. مشخصات معادله میانگین بر اساس منطق باکس-جنکینز و با استفاده از نمودارهای خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی و معیارهای اطلاعاتی انتخاب می‌شود تا باقیمانده‌ها تا حد امکان «نوفه سفید» شوند (باکس و جنکینز، ۱۹۷۶). همچنین، پیش از ورود به مدل واریانس شرطی، مانایی سری‌ها با آزمون‌های ریشه واحد بررسی می‌شود تا از بروز رگرسیون کاذب و رفتار انفجاری در معادله میانگین جلوگیری گردد. در گام دوم، وجود ناهمسانی واریانس شرطی با آزمون ARCH-LM ارزیابی می‌شود؛ فقط در صورتی که اثر ARCH رد نشود (یعنی ناهمسانی شرطی تأیید شود)، مدل‌های GARCH برای تخمین  $h_t$  به کار می‌روند (انگل، ۱۹۸۲). سپس مدل  $GARCH(p, q)$  مطابق رابطه استاندارد برآورد می‌شود:

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad (1)$$

که در آن  $\alpha$  حساسیت نوسان به شوک‌های جدید و  $\beta$  میزان ماندگاری نوسان را نشان می‌دهد (بولرسلو، ۱۹۸۶). شرط‌های نامنفی بودن پارامترها و شرط ایستایی واریانس (مانند  $\sum \alpha_i + \sum \beta_j < 1$  در حالت ساده) برای تفسیر پذیری و پایداری مدل کنترل می‌شود. وقفه‌های بهینه  $p$  و  $q$  نیز با معیارهای آکائیک و شوارتز تعیین می‌شوند تا از بیش‌برازش در نمونه کوچک جلوگیری شود.

از آنجا که هدف نهایی پژوهش ساخت یک شاخص ترکیبی برای «نااطمینانی در شاخص‌های سلامت عمومی و ایمنی» است، واریانس شرطی برآوردشده برای هر متغیر به‌عنوان جزء نااطمینانی همان متغیر تلقی می‌شود. سپس برای هم‌مقیاس‌سازی و امکان تجمیع، مقادیر استخراج‌شده با روش حداقل-حداکثر نرمال‌سازی می‌شوند. برای متغیرهایی که افزایش آن‌ها به معنای افزایش نااطمینانی است، از نرمال‌سازی مستقیم و برای متغیرهایی که افزایش آن‌ها نشان‌دهنده بهبود و کاهش نااطمینانی است، از نرمال‌سازی با علامت معکوس استفاده می‌شود تا تفسیر همه مؤلفه‌ها هم‌جهت شود.

در نهایت برای به دست آوردن شاخص نااطمینانی، ابتدا باید کل نااطمینانی اندازه گیری شده برای هر کدام از متغیرهای موجود در جدول (۱) استاندارد شود. برای فرایند استانداردسازی از معادله (۲) و معادله (۳) استفاده می کنیم.

$$I_{Normal} = \frac{x_r - \min_S}{\max_S - \min_S} \quad (2)$$

$$I_{Normal} = (-1) \frac{x_r - \min_S}{\max_S - \min_S} \quad (3)$$

که در دو معادله فوق،  $I_{Normal}$  مقدار استاندارد شده مولفه و  $x_r$  مقدار واقعی همان مشاهده است.  $\max_S$  و  $\min_S$  نیز به ترتیب بیشترین و کمترین مشاهده است. بعد از استاندارد سازی هر کدام از سری های زمانی و برای محاسبه نهایی شاخص نااطمینانی به تبعیت از مطالعه ( Baker, et al., 2016) از روش میانگین گیری ساده استفاده خواهد شد. از رابطه (۱) برای استانداردسازی متغیرهایی که تاثیر مثبت بر شاخص نااطمینانی دارند استفاده می شود و از رابطه (۲) برای متغیرهایی که تاثیر آن ها بر شاخص برآوردی منفی خواهد بود.

در واقع نااطمینانی در شاخص های سلامت عمومی و ایمنی در نظام سلامت میانگینی از ۶ زیر بخش اصلی در نمودار (۱) است.

### ۳-۲. تصریح مدل و معرفی متغیرها

مدل این تحقیق بر اساس ادبیات نظری تحقیق و مطالعات قبلی مشتق شده از مدل منکیو و همکاران (۱۹۹۲) است که در قالب رابطه (۴) ارائه شده است.

$$Y_t = F(K_t, H_t, A_t L_t) \quad (4)$$

$K$  نمایانگر سرمایه فیزیکی،  $H$  نمایانگر سرمایه انسانی و  $AL$  نمایانگر نیروی کار مؤثر است. اگر نرخ رشد جمعیت را با  $n$  و نرخ رشد فناوری را با  $g$  نمایان دهیم، سرمایه انسانی کافی و سرمایه فیزیکی مؤثر برای هر نفر می تواند به شرح زیر تعریف شود.

$$k_t = \frac{K_t}{A_t L_t}, \quad h_t = \frac{H_t}{A_t L_t} \quad (5)$$

با فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، تولید سرانه مؤثر را می توان به صورت زیر نوشت:

$$y_t = \frac{Y_t}{A_t L_t} \Rightarrow y_t = F\left(\frac{K_t}{A_t L_t}, \frac{H_t}{A_t L_t}, 1\right) \Rightarrow y_t = f(k_t, h_t) \quad (6)$$

با حل الگوهای بالا، تغییرات سرمایه انسانی سرانه مؤثر و سرمایه فیزیکی سرانه مؤثر به صورت

زیر به دست می آید:

$$\begin{aligned}\dot{k}_t &= s_k f(k_t, h_t) - (n + g + \delta_k)k_t \\ \dot{h}_t &= s_h f(k_t, h_t) - (n + g + \delta_h)h_t\end{aligned}\quad (7)$$

بر روی مسیر تعادلی پایدار (Steady State) روابط زیر برقرار است:

$$\begin{aligned}\dot{k}_t = 0 &\Rightarrow s_k f(k^*, h^*) = (n + g + \delta_k)k^* \Rightarrow f(k^*, h^*) = \frac{(n + g + \delta_k)k^*}{s_k} \\ \dot{h}_t = 0 &\Rightarrow s_h f(k^*, h^*) = (n + g + \delta_h)h^* \Rightarrow f(k^*, h^*) = \frac{(n + g + \delta_h)h^*}{s_h}\end{aligned}\quad (8)$$

با استناد به رومر (۲۰۱۲) و عجم اوغلو (۲۰۰۹)، می‌توان تابع تولید کاب-داگلاس زیر را در نظر گرفت:

$$\begin{aligned}Y_t &= K_t^\alpha H_t^\beta (A_t L_t)^{1-\alpha-\beta}, \quad 0 < \alpha < 1, \quad 0 < \beta < 1, \quad \alpha + \beta < 1 \\ \Rightarrow y_t &= k_t^\alpha h_t^\beta\end{aligned}\quad (9)$$

با حل معادلات (۸) و (۹) داریم:

$$y^* = \left( \frac{s_k}{n + g + \delta_k} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha-\beta}} \left( \frac{s_h}{n + g + \delta_h} \right)^{\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}}\quad (10)$$

روابط شماره (۱۰) را برای کشور  $j$  می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$y^* = \frac{Y_t}{L_t} = A_{j,t} \left( \frac{s_{k,j}}{n_j + g_j + \delta_k} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha-\beta}} \left( \frac{s_{h,j}}{n_j + g_j + \delta_h} \right)^{\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}}\quad (11)$$

با لگاریتم گرفتن از معادلات (۱۱) به روابط زیر می‌رسیم:

$$\text{Log}(y^*) = \text{Log}(A_{j,t}) + \left( \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \right) \text{Log} \left( \frac{s_{k,j}}{n_j + g_j + \delta_k} \right) + \left( \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \right) \text{Log} \left( \frac{s_{h,j}}{n_j + g_j + \delta_h} \right)\quad (12)$$

بر

اساس منکیو و همکاران (۱۹۹۲) و عجم اوغلو (۲۰۰۹)،  $\delta_k = \delta_h = \delta$ ،  $A_{j,t} = \bar{A}_j \exp(gt)$  و

$g + \delta = 0.05$ ؛ بنابراین، می‌توان معادلات ۱۲ را به صورت زیر بازنویسی کرد.

$$\begin{aligned}\log(GDP_t) &= \text{Cons} + \lambda_1 \log(Phsu_t) + \lambda_2 \log(IQ_t) + \lambda_3 \log(L_t) + \lambda_4 \log(GCt) + \lambda_5 \\ \log(GCF_t) &+ \lambda_6 \log(nj + 0.05) + \delta_t + \mu_t + u_t\end{aligned}\quad (13)$$

مطابق با رویکرد اتخاذ شده در مطالعات پیشین از جمله تحقیقات (Khan, et al., 2020)، (Law & Saini, 2008) و (Demetriades & Hook Law, 2006)، از میانگین پنج شاخص شامل فساد، حاکمیت قانون، کیفیت نظام اداری، ثبات دولت و چشم‌انداز سرمایه‌گذاری به‌عنوان شاخص نهادی استفاده شده است.<sup>۱</sup>

جدول ۱: معرفی متغیرهای پژوهش

منبع	واحد	نام به فارسی	نماد	نوع متغیر
Wold Bank	میلیون دلار	تولید ناخالص داخلی (ثابت ۲۰۱۵)	GDP	وابسته
محاسبات پژوهش	۱ - ۰	نااطمینانی در شاخص های سلامت عمومی و ایمنی	PHSU	مستقل
ICRG	۱ - ۰	شاخص کیفیت نهادی	IQ	
Wold Bank	نفر	نیروی کار	L	
Wold Bank	درصد	مصارف دولت (% از GDP)	GC	
Wold Bank	میلیون دلار	تشکیل سرمایه ثابت ناخالص (ثابت ۲۰۱۵)	GCF	
مطالعه عمیدی و فقه‌مجیدی (۲۰۲۰) و به‌روزرسانی	-	پروکسی از نیروی کار موثر (فناوری یا تکنولوژی)	$(n_t + 0.05)$	

مدل رگرسیون انتقال ملایم (Smooth Transition Regression - STR) یکی از پرکاربردترین مدل‌های سری زمانی غیرخطی است که توسط تراسویرتا (Teräsvirta, 1994) معرفی و توسعه یافت. این مدل به‌عنوان تعمیمی از مدل‌های رگرسیون سوئیچینگ محسوب می‌شود که نخستین بار توسط کوانت (Quandt, 1958) مطرح گردید. ویژگی اصلی مدل‌های STAR، امکان تغییر تدریجی و هموار ضرایب رگرسیون بین رژیم‌های مختلف بر اساس یک متغیر انتقال است، به‌گونه‌ای که به جای جهش ناگهانی بین رژیم‌ها، انتقالی ملایم و پیوسته صورت می‌گیرد (van Dijk, Teräsvirta & Franses, 2002).

<sup>۱</sup> برای نرمال‌سازی شاخص‌های ICRG در بازه صفر تا یک، شاخص‌هایی که دارای امتیاز ۱۲، ۶ و ۴ بودند، به ترتیب در ضرایب ۱/۱۲، ۱/۶ و ۱/۴ ضرب شدند.

## ۴. نتایج پژوهش

## ۴-۱. برآورد نااطمینانی در شاخص‌های سلامت عمومی و ایمنی

در ادامه جدول (۲) نتایج آزمون ملنایی در برآورد نااطمینانی در شاخص‌های سلامت عمومی و ایمنی را ارائه می‌کند.

جدول ۲: نتایج آزمون مانایی متغیرهای پژوهش در شاخص‌های سلامت عمومی و ایمنی

متغیر	آماره آزمون	
	یک‌بار تفاضل	سطح
نرخ باروری	-	۶/۹۳۰- (۰/۰۰۰)
نرخ شیوع HIV	۶/۹۱۲- (۰/۰۰۰)	۲/۵۲۳- (۰/۱۱۹)
موارد بیماری سل	-	۳/۱۹۷- (۰/۰۲۸)
نرخ شیوع دیابت	-	۴/۲۵۵- (۰/۰۰۲)
نرخ شیوع سوتغذیه	-	۴/۴۷۹- (۰/۰۰۱)
نرخ مرگ و میر جاده‌ای	۴/۳۰۱- (۰/۰۰۱)	۰/۵۱۳- (۰/۸۷۶)

منبع: نتایج پژوهش

یادداشت: مقادیر داخل پرانتز ( ) نشان‌دهنده سطح احتمال است.

شش سری زمانی در جدول ۲،  $I(0)$  یا  $I(1)$  هستند.

جدول ۳: نتایج آزمون ناهمسانی واریانس در شاخص‌های سلامت عمومی و ایمنی

متغیر	کمیت آماری F	مقدار احتمال
نرخ باروری	۱۴۹۴/۵۳	۰/۰۰۰
نرخ شیوع HIV	۴۸۵/۵۲	۰/۰۰۰
موارد بیماری سل	۹۰۸/۹۰	۰/۰۰۰
نرخ شیوع دیابت	۱۰۵۲/۷۵	۰/۰۰۰
نرخ شیوع سوتغذیه	۱۰۶۹/۵۱	۰/۰۰۰
نرخ مرگ و میر جاده‌ای	۵۵/۵۸	۰/۰۰۰

منبع: نتایج پژوهش

براساس نتایج فوق فرضیه صفر درباره همسانی واریانس جملات اخلاص درمورد هر شش سری-

زمانی در سطح احتمال ۵ درصد رد می‌شود.

جدول ۴: انتخاب p و q در فرایند GARCH (p,q) در شاخص‌های سلامت عمومی و ایمنی

وقفه بهینه	معیار												متغیر
	(۲و۲)		(۲و۱)		(۱و۲)		(۱و۱)		(۰و۱)		(۱و۰)		
	شوارتز	آکاییک	شوارتز	آکاییک	شوارتز	آکاییک	شوارتز	آکاییک	شوارتز	آکاییک	شوارتز	آکاییک	
Garch (1,2)	-۰/۰۸۳	-۰/۳۷۴	۰/۱۲۲	-۰/۰۹۷	-۰/۱۵۴	-۰/۳۷۴	۰/۰۲۲	-۰/۱۵۳	۰/۷۵۴	۰/۶۲۲	-۰/۰۵۴	-۰/۱۸۶	نرخ باروری
Garch (1,2)	-۴/۵۶۶	-۴/۸۲۹	-۴/۶۳۲	-۴/۸۵۲	-۴/۷۰۹	-۴/۹۲۹	-۴/۸۰۵	-۴/۹۸۱	-۴/۶۹۰	-۴/۸۲۲	-۴/۶۶۱	-۴/۷۹۳	نرخ شیوع HIV
Garch (1,1)	۵/۸۲۹	۵/۵۶۵	۵/۵۷۹	۵/۳۵۹	۵/۷۲۸	۵/۵۰۹	۵/۶۱۹	۵/۴۴۴	۶/۵۶۱	۶/۴۲۹	۵/۸۶۷	۵/۷۳۶	موارد بیماری سل
Garch (1,1)	۳/۶۳۲	۳/۳۶۸	۳/۴۳۴	۳/۲۱۴	۳/۵۴۹	۳/۳۲۹	۳/۳۵۰	۳/۱۷۴	۳/۹۸۴	۳/۸۵۲	۳/۶۵۴	۳/۵۲۲	نرخ شیوع دیابت
Garch (2,1)	۳/۵۹۹	۳/۳۳۵	۳/۴۹۶	۳/۲۷۶	۳/۵۹۲	۳/۳۷۲	۳/۷۲۰	۳/۵۴۴	۳/۷۲۰	۳/۵۸۸	۳/۶۲۹	۳/۴۹۷	نرخ شیوع سوتغذیه
Garch (1,0)	۴/۹۸۳	۴/۹۱۹	۵/۰۴۹	۴/۸۲۹	۵/۱۱۹	۴/۸۹۹	۵/۰۲۳	۴/۸۴۷	۵/۸۱۰	۵/۶۷۸	۴/۹۵۲	۴/۸۲۰	نرخ مرگ و میر جاده‌ای

منبع: نتایج پژوهش

در این بخش بر اساس جدول (۴) کمترین مقدار معیار آکاییک و شوارتز به‌عنوان وقفه بهینه در مدل‌های گارچ انتخاب می‌گردد.

جدول ۵: نتایج مدل‌های گارچ در شاخص‌های سلامت عمومی و ایمنی

متغیر	نام آماره	ضریب	آماره Z	احتمال
نرخ باروری	عرض از مبدأ	۱/۷۵۶	۵۶۶/۰۴	۰/۰۰۰
	توان دوم وقفه جملات اخلاص	۰/۶۳۱	۲/۵۳۱	۰/۰۱۱
	وقفه گارچ	۰/۵۲۶	۵/۲۵۱	۰/۰۰۰
نرخ شیوع HIV	عرض از مبدأ	۰/۰۷۲	۶۶/۳۴	۰/۰۰۰
	توان دوم وقفه جملات اخلاص	۰/۶۴۶	۲/۲۱۶	۰/۰۲۲
	وقفه گارچ	۰/۲۷۹	۳/۵۵۷	۰/۰۰۰
موارد بیماری سل	عرض از مبدأ	۱۷/۰۰۱	۵۴/۱۹۵	۰/۰۰۰
	توان دوم وقفه جملات اخلاص	۱/۰۳۴	۴/۷۷۵	۰/۰۰۰
	وقفه گارچ	۰/۲۷۳	۳/۲۲۸	۰/۰۰۳
نرخ شیوع دیابت	عرض از مبدأ	۱۰/۵۰۰	۱۰۴/۶۰۹	۰/۰۰۰
	توان دوم وقفه جملات اخلاص	۱/۵۱۴	۴/۸۸۳	۰/۰۰۲
	وقفه گارچ	۰/۶۴۹	۵/۶۳۵	۰/۰۰۰
نرخ شیوع سوءتغذیه	عرض از مبدأ	۶/۵۰۱	۳۷/۰۸۲	۰/۰۰۰
	توان دوم وقفه جملات اخلاص	۰/۶۲۸	۱/۹۹۹	۰/۰۴۵
	وقفه گارچ	۰/۹۳۵	۵/۵۷۶	۰/۰۰۰
نرخ مرگ و میر جاده‌ای	عرض از مبدأ	۲۸/۹۰۵	۳۱۴/۳۴	۰/۰۰۰
	توان دوم وقفه جملات اخلاص	۱/۸۸۰	۲/۵۵۰	۰/۰۱۰
	وقفه گارچ	-	-	-

منبع: نتایج پژوهش

بر اساس نتایج برآورد مدل‌های گارچ برای شش شاخص سلامت عمومی و ایمنی ایران (نرخ باروری، شیوع HIV، موارد سل، شیوع دیابت، سوءتغذیه و مرگ‌ومیر جاده‌ای)، عرض از مبدأ در تمامی مدل‌ها مثبت و در سطح ۹۹ درصد معنی‌دار است که بیانگر وجود سطح پایه‌ای از نوسانات ذاتی ناشی از پویایی‌های ساختاری و رفتاری جامعه، مستقل از مداخلات کوتاه‌مدت، است. ضرایب ARCH (نوسانات کوتاه‌مدت) در همه شاخص‌ها مثبت و عمدتاً معنی‌دار هستند که نشان‌دهنده حساسیت قابل توجه شاخص‌ها به شوک‌های غیرمنتظره است؛ به‌ویژه شاخص‌های دیابت (۱/۵۱۴) و مرگ‌ومیر جاده‌ای (۱/۸۸۰) بالاترین ضرایب ARCH را دارند که بیانگر تأثیرپذیری سریع آن‌ها از تغییرات ناگهانی در عوامل اقتصادی، اجتماعی یا بحران‌ها است.

ضرایب GARCH (پایداری نوسانات) در اغلب مدل‌ها مثبت و بسیار معنی‌دار بوده و حاکی از ماندگاری بلندمدت شوک‌ها است. شاخص سوءتغذیه با ضریب ۰/۹۳۵ و دیابت با ضریب ۰/۶۴۹

بالاترین پایداری نوسانات را دارند، به این معنا که شوک‌های وارده به این متغیرها آثار ماندگار و ساختاری دارند. در شاخص HIV، هر دو مؤلفه ARCH (۰/۶۴۶) و GARCH (۰/۲۷۹) معنی‌دار بوده که نشان‌دهنده وجود نوسانات کوتاه‌مدت ناشی از تغییرات رفتاری یا سیاستی در کنار پایداری نسبی بلندمدت است.

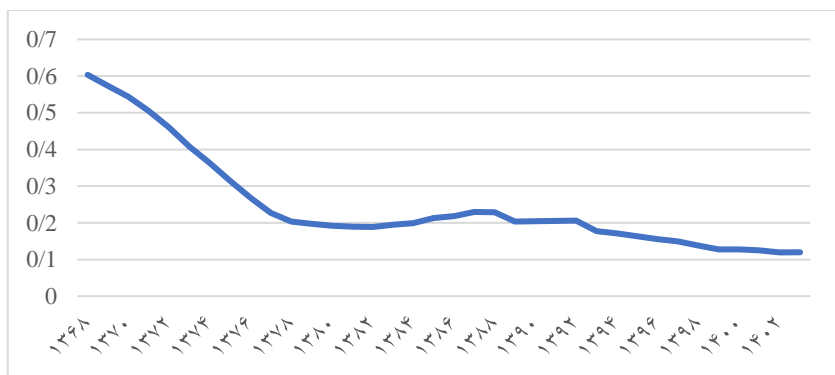
جدول ۶: نتایج آزمون ناهمسانی واریانس در شاخص‌های سلامت عمومی و ایمنی

متغیر	کمیت آماری F	مقدار احتمال
نرخ باروری	۱/۴۶۳	۰/۲۸۳
نرخ شیوع HIV	۱/۱۱۰	۱/۲۱۴
موارد بیماری سل	۰/۱۵۱	۰/۶۹۹
نرخ شیوع دیابت	۰/۴۹۸	۰/۴۲۹
نرخ شیوع سوتغذیه	۰/۲۱۳	۰/۲۹۰
نرخ مرگ و میر جاده‌ای	۰/۰۴۲	۰/۶۱۳

منبع: نتایج پژوهش

نتایج جدول (۶) نشان می‌دهد که فرضیه صفر آزمون LM را که بیانگر عدم وجود ناهمسانی واریانس است، نمی‌توان رد کرد و بنابراین، جملات اخلاص مدل برآوردی مشکل ناهمسانی واریانس ندارد و مدل‌های برآوردی را می‌توان تأیید کرد. در ادامه، به‌منظور سنجش شاخص ترکیبی نااطمینانی در سلامت عمومی و ایمنی، میانگین وزنی از جملات اخلاص استاندارد شده حاصل از برآورد مدل‌های گارچ برای شش شاخص منتخب محاسبه گردید. این روش امکان استخراج معیاری واحد را فراهم می‌سازد که بازتاب‌دهنده نوسانات هم‌زمان و مشترک میان متغیرهای مرتبط با وضعیت سلامت جمعیت و ایمنی اجتماعی است.

نمودار (۳) روند تغییرات این شاخص را طی سال‌های ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۳ نمایش می‌دهد.



## نمودار ۳. نااطمینانی در شاخص‌های سلامت عمومی و ایمنی

## منبع: نتایج پژوهش

بر اساس نتایج حاصل از مدل‌های گارچ، شاخص نااطمینانی سلامت عمومی و ایمنی ایران طی دوره ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۳ روندی نزولی و نسبتاً باثبات را تجربه کرده است. این شاخص از حدود ۰/۶۰ در آغاز دوره (دهه ۱۳۶۰) که بیانگر نوسانات بالا ناشی از رشد سریع جمعیت، محدودیت منابع بهداشتی و ضعف نظام پایش سلامت بود، به حدود ۰/۱۲ در پایان دوره (سال ۱۴۰۳) کاهش یافته است. روند کاهشی شاخص در دهه‌های مختلف تداوم داشته است: در دهه ۱۳۷۰ با گسترش خدمات سلامت اولیه و توسعه شبکه بهداشت روستایی به حدود ۰/۳۱ رسید، در دهه ۱۳۸۰ در محدوده ۰/۱۹ تا ۰/۲۳ تثبیت شد (هرچند با افزایش جزئی ناشی از شهرنشینی و بیماری‌های مزمن) و در دهه‌های ۱۳۹۰ و ۱۴۰۰ به دلیل بهبود تاب‌آوری نظام سلامت، ارتقای آموزش سلامت و گسترش دسترسی به خدمات به مقدار ۰/۱۲ کاهش یافت. این روند نزولی حاکی از مهار تدریجی نوسانات در شاخص‌های حیاتی سلامت عمومی توسط نظام سلامت کشور است. باین‌حال، مقدار نسبی شاخص در مقایسه با حوزه‌های موفق‌تر مانند واکسیناسیون و افزایش‌های مقطعی در برخی سال‌ها (تحت تأثیر عواملی نظیر تحریم‌های اقتصادی و نوسانات بودجه سلامت) نشان می‌دهد که بخش سلامت عمومی ایران همچنان در برابر شوک‌های جمعیتی و اپیدمیولوژیک آسیب‌پذیر بوده و نیازمند سیاست‌های پیشگیرانه پایدار و تخصیص مناسب منابع بودجه‌ای است.

## ۲-۴. نتایج مدل STAR

جدول (۷) نتایج آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته (ADF) را نشان می‌دهد.

جدول ۷: نتایج آزمون ریشه واحد ADF

متغیر	آماره t در سطح	مقدار احتمال	آماره t با یک بار تفاضل	مقدار احتمال	درجه انباشتگی
LGDP	-۱/۷۳	۰/۷۸	-۴/۸۳	۰/۰۰	I(1)
LPHSU	-۱/۴۷	۰/۵۳	-۶/۸۰	۰/۰۰	I(1)
LIQ	-۳/۸۲	۰/۰۲	-	-	I(0)
LL	-۱/۹۵	۰/۶۴	-۴/۱۷	۰/۰۱	I(1)
LGC	-۲/۳۶	۰/۳۶	-۶/۲۶	۰/۰۰	I(1)
LGCF	-۱/۸۰	۰/۳۷	-۴/۶۰	۰/۰۰	I(1)
LAPLUS	-۴/۸۳	۰/۰۰	-	-	I(0)

## منبع: نتایج پژوهش

از نظر آماری، مقادیر احتمال کمتر از ۰/۰۵ در سطح یا تفاضل اول نشان‌دهنده رد فرضیه وجود ریشه واحد (مانایی متغیر) است. بر این اساس، متغیرهای LIQ و LAPLUS در سطح مانا

هستند ( $I(0)$ )، زیرا آماره  $t$  آن‌ها به ترتیب  $-۳/۸۲$  و  $-۴/۸۳$  با مقادیر احتمال  $۰/۰۲$  و  $۰/۰۰$  کوچک‌تر از  $۰/۰۵$  هستند. سایر متغیرها شامل  $LGDP$ ،  $LL$ ،  $LPHSU$ ،  $LGC$  و  $LGCF$  در سطح مانا نبوده (مقادیر احتمال بزرگ‌تر از  $۰/۰۵$ )، اما پس از یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند ( $I(1)$ ). وجود ترکیبی از متغیرهای  $I(0)$  و  $I(1)$  استفاده از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها را ایجاب می‌کند. جدول (۸) نتایج آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌های بانرجی و همکاران (۱۹۹۸) را نشان می‌دهد.

جدول ۸: نتایج آزمون هم‌انباشتگی

نتیجه	مقدار بحرانی در سطح $٪۱۰$	مقدار بحرانی در سطح $٪۵$	مقدار بحرانی در سطح $٪۱$	آماره F
وجود هم‌انباشتگی	۴/۱۶	۴/۸۸	۶/۳۶	۸/۴۲

منبع: نتایج پژوهش

از نظر آماری، آماره  $F$  محاسبه شده ( $۸/۴۲$ ) بزرگ‌تر از تمام مقادیر بحرانی در سطوح  $٪۱$ ،  $٪۵$  و  $٪۱۰$  است. بنابراین فرضیه عدم وجود هم‌انباشتگی در سطح اطمینان  $٪۹۹$  رد می‌شود. این بدان معناست که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای پژوهش وجود دارد. جدول (۹) نتایج آزمون خطی بودن تراسویرتا (۱۹۹۴) را با متغیر انتقال  $PHSU$  نشان می‌دهد. این آزمون برای بررسی وجود ساختار غیرخطی از نوع  $STR$  انجام شده است.

جدول ۹: آزمون خطی بودن با متغیر انتقال  $PHSU$ 

مقدار احتمال	درجه آزادی	آماره F	فرضیه صفر
$۰/۰۰۱$	(۱۲, ۱۷)	۵/۶۷	خطی بودن

منبع: نتایج پژوهش

از نظر آماری، مقدار احتمال  $۰/۰۰۱$  کوچک‌تر از  $۰/۰۵$  است، بنابراین فرضیه خطی بودن در سطح اطمینان  $٪۹۵$  رد می‌شود. وجود ساختار غیرخطی از نوع  $STR$  تأیید می‌گردد. آماره  $F$  ( $۵/۶۷$ ) نشان‌دهنده قدرت توضیح‌دهندگی متغیرهای غیرخطی در مدل است. پس از تأیید غیرخطی بودن، جدول (۱۰) نتایج آزمون توالی برای انتخاب بین مدل لجستیک ( $LSTR1$ ) و نمایی ( $ESTR$ ) را نشان می‌دهد.

جدول ۱۰: آزمون توالی برای انتخاب نوع تابع انتقال

نتیجه	مقدار احتمال	آماره F	فرضیه صفر
رد نمی‌شود	$۰/۱۳۰$	۱/۸۹	$H_0^4: \beta_3 = 0$
رد می‌شود	$۰/۰۱۱$	۴/۲۳	$H_0^3: \beta_2 = 0 \mid \beta_3 = 0$
رد می‌شود	$۰/۰۰۱$	۷/۰۸	$H_0^2: \beta_1 = 0 \mid \beta_2 = \beta_3 = 0$

منبع: نتایج پژوهش

بر اساس قاعده تصمیم‌گیری تراسویرتا (۱۹۹۴)، هنگامی که  $H_0^4$  رد نشود (مقدار احتمال  $0/130 > 0/05$ ) و دو فرضیه دیگر رد شوند، مدل مناسب از نوع لجستیک (LSTR1) است. بنابراین تابع انتقال لجستیک برای مدل انتخاب می‌شود. از منظر اقتصادی، انتخاب مدل LSTR1 به این معناست که انتقال بین رژیم‌ها نامتقارن بوده و با افزایش نااطمینانی، ضرایب به تدریج و به صورت هموار تغییر می‌کنند. جدول (۱۱) نتایج تخمین مدل LSTR1 را با متغیر آستانه PHSU نشان می‌دهد.

جدول ۱۱: نتایج تخمین مدل LSTR1 با متغیر آستانه PHSU

متغیر	رژیم پایین (G=0)	رژیم بالا (G=1)
ثابت	۵/۱۳۴*** (۰/۸۶)	۴/۵۳۷*** (۰/۷۹)
LPHSU	-۰/۴۵۱*** (۰/۱۰)	-۰/۲۲۸** (۰/۰۹)
LIQ	-۰/۳۸۶*** (۰/۰۷)	۰/۳۴۲*** (۰/۰۶)
LL	-۰/۶۷۳*** (۰/۱۴)	۰/۶۲۸*** (۰/۱۲)
LGC	-۰/۱۰۵** (۰/۰۵)	۰/۰۴۹ (۰/۰۴)
LGCF	-۰/۲۱۳*** (۰/۰۴)	۰/۱۸۷*** (۰/۰۳)
LAPLUS	-۰/۱۲۶*** (۰/۰۳)	-۰/۱۱۵*** (۰/۰۲)
پارامترهای انتقال	مقدار	خطای معیار
γ (سرعت انتقال)	۱۵/۸۲***	۴/۳۱
c (آستانه)	۰/۲۱۱***	۰/۰۱۷
معیارهای برازش		
R <sup>2</sup>	۰/۹۸۶	
R <sup>2</sup> تعدیل شده	۰/۹۷۸	
AIC	-۴/۴۱	
BIC	-۴/۰۲	
مجموع مربعات باقیمانده (SSR)	۰/۰۴۷	

منبع: نتایج پژوهش

یادداشت: اعداد داخل پرانتز خطای معیار هستند. \*\*\*, \*\* و \* به ترتیب معنی‌داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهند.

نتایج برآورد مدل حاکی از آن است که تمامی ضرایب به جز LGC در رژیم بالا، در سطوح اطمینان حداقل ۹۵ درصد از نظر آماری معنی‌دار هستند. کوچکی خطاهای معیار (که در پرانتز گزارش شده) نسبت به ضرایب، بیانگر دقت بالای تخمین‌هاست. ضریب تعیین مدل ( $R^2=0/986$ )

نشان می‌دهد که مدل توانسته است ۹۸/۶ درصد از تغییرات تولید ناخالص داخلی را توضیح دهد که بیانگر برازش بسیار خوب مدل است. همچنین معیارهای اطلاعاتی آکائیک (AIC) و شوارتز (BIC) به ترتیب  $-۴/۴۱$  و  $-۴/۰۲$  و مجموع مربعات باقیمانده (SSR) معادل  $۰/۰۴۷$ ، همگی حاکی از کیفیت مطلوب برآورد هستند. پارامترهای انتقال یعنی سرعت انتقال ( $\gamma$ ) و آستانه (c) نیز در سطح یک درصد معنی‌دار بوده و اعتبار ساختار غیرخطی مدل را تأیید می‌کنند.

از منظر تحلیل اقتصادی، کشش منفی متغیر نااطمینانی در شاخص‌های سلامت عمومی و ایمنی (LPHSU) در هر دو رژیم با نظریه نایت (۱۹۲۱) در خصوص اثر منفی نااطمینانی بر تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری و مصرف سازگار است. در رژیم پایین که نااطمینانی کمتر از آستانه  $۰/۲۱۱$  قرار دارد، ضریب  $-۰/۴۵۱$  نشان می‌دهد که افزایش یک درصدی در نااطمینانی سلامت، تولید ناخالص داخلی را  $۰/۴۵۱$  درصد کاهش می‌دهد. این اثر قوی بیانگر حساسیت بالای اقتصاد به نوسانات سلامت در شرایط نسبتاً باثبات است. در رژیم بالا، کشش مذکور به  $-۰/۲۲۸$  کاهش می‌یابد که می‌تواند ناشی از پدیده «عادت‌پذیری به نااطمینانی» باشد؛ به این معنا که در محیط‌های پرنوسان، عوامل اقتصادی به تدریج خود را با شرایط وفق داده و اثر نهایی شوک‌های جدید کاهش می‌یابد. این یافته فرضیه اصلی تحقیق را تأیید می‌کند؛ به این معنا که افزایش نااطمینانی در شاخص‌های سلامت عمومی و ایمنی به طور معنی‌داری رشد اقتصادی ایران را کاهش می‌دهد. کشش منفی بزرگتر در رژیم پایین (نااطمینانی کم) نشان می‌دهد که در شرایط باثبات، اثر نهایی نااطمینانی شدیدتر است. کشش مثبت کیفیت نهادی (LIQ) در هر دو رژیم (به ترتیب  $۰/۳۸۶$  و  $۰/۳۴۲$ ) با ادبیات نهادگرایی از جمله نورث (۱۹۹۰) و عجم‌اوغلو و رابینسون (۲۰۰۹) همخوانی دارد. کاهش اندک این ضریب در رژیم بالا نشان می‌دهد که در شرایط نااطمینانی شدید، کارایی نهادها نیز تا حدودی تضعیف می‌شود. فرضیه دوم مبنی بر اینکه کیفیت نهادی بر رشد اقتصادی ایران تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد، مورد آزمون قرار گرفت. یافته‌های تجربی حاکی از آن است که ضریب کیفیت نهادی در هر دو رژیم مثبت و معنادار است. در نتیجه فرضیه دوم تأیید می‌شود.

کشش نیروی کار (LL) با مقادیر  $۰/۶۷۲$  و  $۰/۶۲۸$ ، با سهم نیروی کار در تولید ناخالص داخلی ایران (حدود ۶۰ تا ۷۰ درصد) سازگار است و ثبات نسبی این ضریب در دو رژیم، نقش پایدار نیروی کار را به‌عنوان نهاد اصلی تولید تأیید می‌کند. فرضیه سوم مبنی بر اینکه نیروی کار بر رشد اقتصادی ایران تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد، مورد آزمون قرار گرفت. برآوردهای انجام‌شده نشان می‌دهد که نیروی کار در هر دو رژیم نااطمینانی تأثیری مثبت و معنادار بر تولید ناخالص داخلی دارد. بنابراین فرضیه سوم تأیید می‌شود. ضرایب مثبت سرمایه‌گذاری فیزیکی (LGCF) نیز اهمیت انباشت سرمایه در فرآیند رشد را نشان می‌دهد؛ کاهش جزئی این ضریب در رژیم بالا می‌تواند ناشی

از کاهش بازدهی سرمایه در شرایط بی‌ثباتی باشد. فرضیه پنجم مبنی بر اینکه سرمایه‌گذاری فیزیکی بر رشد اقتصادی ایران تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد، مورد آزمون قرار گرفت. یافته‌های مدل، تأثیر مثبت و معنادار این متغیر را در هر دو رژیم نااطمینانی نشان می‌دهد. بر این اساس فرضیه پنجم تأیید می‌شود.

متغیر مصرف دولت (LGC) تنها در رژیم پایین معنی‌دار است (۰/۱۰۵) و در رژیم بالا فاقد معنی‌داری آماری است. این یافته حاکی از آن است که مخارج مصرفی دولت در شرایط نااطمینانی بالا اثربخشی خود را از دست می‌دهد. فرضیه چهارم مبنی بر اینکه مخارج مصرفی دولت بر رشد اقتصادی ایران تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد، مورد آزمون قرار گرفت. نتایج نشان می‌دهد که این تأثیر در رژیم نااطمینانی پایین مثبت و معنادار است، اما در رژیم نااطمینانی بالا از معناداری آماری برخوردار نمی‌باشد. از این رو فرضیه چهارم به صورت مشروط (فقط در شرایط نااطمینانی پایین) تأیید می‌گردد. کشش منفی متغیر پروکسی فناوری (LAPLUS) با مقادیر  $-0/126$  و  $-0/115$  با مدل رشد سولو (۱۹۵۶) مطابقت دارد؛ بدین معنا که افزایش جمعیت مؤثر، در غیاب رشد متناسب بهره‌وری، فشار کاهنده‌ای بر تولید وارد می‌کند. فرضیه ششم مبنی بر اینکه پروکسی فناوری (نرخ رشد جمعیت به اضافه پنج درصد) بر رشد اقتصادی ایران تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد، مورد آزمون قرار گرفت. نتایج برآورد مدل نشان داد که کشش منفی متغیر پروکسی فناوری با مدل رشد سولو مطابقت دارد؛ بدین معنا که افزایش جمعیت مؤثر، در غیاب رشد متناسب بهره‌وری، فشار کاهنده‌ای بر تولید سرانه وارد می‌کند. بنابراین فرضیه ششم رد می‌شود و این یافته در چارچوب مدل سولو قابل تبیین است. نهایتاً، مقدار آستانه  $0/211$  نقطه‌ای است که رفتار متغیرها تغییر کرده و نااطمینانی کمتر از این سطح، رژیم پایین و بیشتر از آن، رژیم بالا را شکل می‌دهد. سرعت انتقال  $15/82$  نیز نشان‌دهنده تغییر نسبتاً سریع ضرایب هنگام عبور از آستانه است. جدول (۱۲) نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل LSTR1 را نشان می‌دهد.

جدول ۱۲: آزمون‌های تشخیصی مدل LSTR1

نتیجه	مقدار احتمال	آماره	آزمون
عدم وجود خودهمبستگی	۰/۳۹۷	۰/۷۲	خودهمبستگی (LM) تا وقفه ۱
عدم وجود خودهمبستگی	۰/۲۷۵	۱/۳۱	خودهمبستگی (LM) تا وقفه ۲
واریانس همسان	۰/۸۲۴	۰/۰۵	ناهمسانی واریانس (ARCH) وقفه ۱
واریانس همسان	۰/۸۴۵	۰/۱۷	ناهمسانی واریانس (ARCH) وقفه ۲
توزیع نرمال باقیمانده‌ها	۰/۳۴۳	۲/۱۴	آزمون نورمالیتی جاک-برا
فرم تابع صحیح	۰/۴۲۸	۰/۸۷	آزمون رمزی RESET (خطی بودن)

منبع: نتایج پژوهش

از نظر آماری، تمام مقادیر احتمال بزرگ‌تر از ۰/۰۵ هستند، بنابراین فرضیه‌های صفر (عدم وجود خودهمبستگی، واریانس همسان، نرمالیتی، فرم تابع صحیح و ثبات پارامترها) رد نمی‌شوند. آزمون خودهمبستگی LM تا وقفه‌های مختلف همگی مقادیر احتمال بالای ۰/۰۵ دارند که نشان‌دهنده عدم وجود خودهمبستگی در باقیمانده‌هاست. آزمون ARCH نیز ناهمسانی واریانس را رد می‌کند. آماره جاک-برا (۲/۱۴) با احتمال ۰/۳۴۳، نرمال بودن باقیمانده‌ها را تأیید می‌کند. آزمون رمزی RESET (۰/۸۷) نشان می‌دهد که فرم تابع به درستی انتخاب شده است.

جدول (۱۳) توزیع سال‌های مورد بررسی را در رژیم‌های مختلف بر اساس مقدار آستانه انجام شده (PHSU) نشان می‌دهد. این تفکیک بر اساس مقادیر شاخص نااطمینانی سلامت ۰/۲۱۱ در رژیم ۰/۲۱۱ بیشتر از PHSU در رژیم پایین، سال‌های با ۰/۲۱۱ کمتر از PHSU است. سال‌های با به عنوان منطقه انتقالی در نظر گرفته شده‌اند. ۰/۲۵ تا ۰/۱۵ بین PHSU بالا و سال‌های با

جدول ۱۳: توزیع سال‌ها در رژیم‌های مختلف

رژیم	دامنه PHSU	تعداد سال‌ها	سال‌های شاخص
پایین (G نزدیک ۰)	$PHSU < 0.211$	۱۱	۱۴۰۳-۱۳۹۳
انتقالی	$0.15 < PHSU < 0.25$	۸	۱۳۸۵-۱۳۸۴، ۱۳۹۲-۱۳۸۸
بالا (G نزدیک ۱)	$PHSU > 0.211$	۱۷	۱۳۸۷-۱۳۸۶، ۱۳۸۳-۱۳۶۸

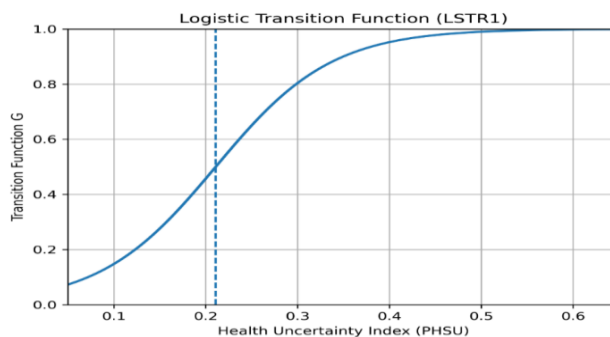
منبع: نتایج پژوهش

تحلیل رژیم‌های زمانی بر اساس مقدار آستانه ۰/۲۱۱ نشان می‌دهد که اقتصاد ایران در دوره ۱۳۶۸-۱۴۰۳ رفتارهای متفاوتی در مواجهه با نااطمینانی سلامت داشته است. تعداد سال‌ها در رژیم بالا (۱۷ سال) بیشتر از رژیم پایین (۱۱ سال) است که نشان می‌دهد بیشتر دوره مورد بررسی در شرایط نااطمینانی بالای سلامت با میانگین ۰/۳۵ سپری شده است. این رژیم عمدتاً سال‌های ۱۳۶۸ تا ۱۳۸۳ و همچنین ۱۳۸۶ تا ۱۳۸۷ را شامل می‌شود که مصادف با دوره‌های بازسازی پس از جنگ، تحریم‌های اقتصادی و نوسانات ارزی بوده است. در مقابل، رژیم پایین با میانگین نااطمینانی ۰/۱۶، بازه زمانی ۱۳۹۳ تا ۱۴۰۳ را در بر می‌گیرد که با ثبات نسبی شاخص‌های سلامت همراه بوده است. منطقه انتقالی (۸ سال) شامل سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۸۵ و ۱۳۸۸-۱۳۹۲، نشان‌دهنده گذار تدریجی اقتصاد از رژیم پرنااطمینانی به رژیم کم‌نااطمینانی در اواخر دهه ۱۳۸۰ و اوایل دهه ۱۳۹۰ است که برای نمونه، سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲ با اجرای طرح تحول سلامت و کاهش نسبی نااطمینانی همراه بود.

تابع انتقال لجستیک برآوردشده به صورت زیر است:

$$GPHSU_t = \frac{1}{1 + \exp(-15.82(PHSU_t - 0.211))}$$

نمودار (۴) این تابع را در برابر مقادیر متغیر آستانه (PHSU) نشان می‌دهد.



نمودار ۴. تابع انتقال لجستیک با متغیر آستانه نااطمینانی

منبع: نتایج پژوهش

از نظر آماری، تابع انتقال در نزدیکی آستانه ( $c=0/211$ ) دارای شیب تند است که با مقدار  $\gamma=15.82$  همخوانی دارد. این شیب نشان‌دهنده انتقال سریع بین رژیم‌هاست. در مقادیر PHSU کمتر از  $0/15$ ، مقدار  $G$  نزدیک صفر و در مقادیر بیشتر از  $0/25$ ، مقدار  $G$  نزدیک یک است. منطقه انتقالی ( $0/15$  تا  $0/25$ ) جایی است که تغییر رژیم رخ می‌دهد. از نظر اقتصادی، این نمودار نشان می‌دهد که اقتصاد ایران در مواجهه با نااطمینانی سلامت، رفتاری دوگانه دارد. زمانی که نااطمینانی پایین است ( $PHSU < 0/211$ )، اقتصاد در رژیمی با حساسیت بالا نسبت به نوسانات قرار دارد. با افزایش نااطمینانی و عبور از آستانه، اقتصاد به رژیمی دیگری منتقل می‌شود که در آن حساسیت کاهش یافته است. این انتقال سریع (به دلیل  $\gamma$  بالا) نشان می‌دهد که عوامل اقتصادی به سرعت نسبت به تغییرات محیطی واکنش نشان می‌دهند و استراتژی‌های خود را تعدیل می‌کنند. پهنای منطقه انتقالی (حدود  $0/1$  واحد) نیز بیانگر آن است که این واکنش کاملاً ناگهانی نیست، بلکه با کمی ملایمت همراه است.

##### ۵. نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات سیاستی

پژوهش حاضر با هدف برآورد شاخص نااطمینانی در شاخص‌های سلامت عمومی و ایمنی ایران و تحلیل تأثیر غیرخطی آن بر رشد اقتصادی طی دوره ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۳ انجام شده است. برای این منظور، ابتدا با استفاده از مدل‌های خانواده گارچ، نااطمینانی در شش شاخص کلیدی شامل نرخ باروری، شیوع HIV، موارد بیماری سل، شیوع دیابت، شیوع سوءتغذیه و مرگ‌ومیر جاده‌ای استخراج و با روش میانگین‌گیری استاندارد شده، یک شاخص ترکیبی برای نااطمینانی سلامت عمومی و ایمنی

ساخته شد. سپس با بهره‌گیری از مدل رگرسیون انتقال ملایم لجستیک (*LSTR1*) و با در نظر گرفتن شاخص نااطمینانی به‌عنوان متغیر آستانه، اثر غیرخطی این شاخص بر رشد اقتصادی ایران مورد بررسی قرار گرفت. نتایج پژوهش حاکی از آن است که رابطه بین نااطمینانی سلامت و رشد اقتصادی در ایران غیرخطی و وابسته به رژیم است. بر اساس مقدار آستانه برآورد شده، دو رژیم مجزا برای سطوح نااطمینانی قابل شناسایی است. در رژیم پایین که عمدتاً مربوط به سال‌های دهه ۱۳۹۰ و ۱۴۰۰ است، کاهش منفی نااطمینانی سلامت از نظر اندازه بزرگ‌تر بوده و عوامل تولید شامل نیروی کار، سرمایه فیزیکی و کیفیت نهادی با کارایی بالاتری عمل می‌کنند. در مقابل، در رژیم بالا که بیشتر سال‌های دهه‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۸۰ را در بر می‌گیرد، از شدت اثر منفی نااطمینانی کاسته شده و کارایی سایر عوامل تولید نیز کاهش می‌یابد. این یافته بیانگر آن است که اقتصاد ایران در شرایط نااطمینانی مزمن تا حدی با آن سازگار شده، اما این عادت‌پذیری به معنای بی‌اثر شدن نااطمینانی نیست، بلکه سطح بالای آن همچنان به‌عنوان مانعی ساختاری در مسیر رشد عمل می‌کند.

همچنین نتایج نشان داد که کیفیت نهادی، نیروی کار و سرمایه‌گذاری فیزیکی در هر دو رژیم اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارند. با این حال، مصرف دولت تنها در رژیم پایین اثربخش بوده و در رژیم بالا کارایی خود را از دست می‌دهد که حاکی از ناکارایی مخارج دولتی در شرایط بی‌ثباتی است. اثر منفی جمعیت مؤثر بر تولید سرانه نیز در هر دو رژیم تأیید شد که با مدل‌های کلاسیک رشد سازگاری دارد. این نتایج بر اهمیت تثبیت محیط اقتصاد کلان و کاهش نااطمینانی به‌عنوان پیش‌شرطی برای افزایش اثربخشی سایر عوامل تأکید می‌کند. بر اساس نتایج به‌دست آمده، کاهش نااطمینانی در شاخص‌های سلامت عمومی و ایمنی به زیر سطح آستانه (۰/۲۱۱) باید به‌عنوان یک اولویت سیاستی در نظر گرفته شود. تحقق این هدف از طریق تثبیت بودجه سلامت، شفاف‌سازی سیاست‌های دارویی و بیمه‌ای و تقویت زیرساخت‌های بهداشتی امکان‌پذیر است. همچنین با توجه به اثرگذاری بیشتر نااطمینانی در رژیم پایین، در شرایط باثبات باید حساسیت بیشتری نسبت به شوک‌های نااطمینانی‌زا وجود داشته باشد. تقویت هم‌زمان کیفیت نهادی می‌تواند اثرات منفی نااطمینانی را تعدیل کند؛ از این رو، اصلاحات نهادی با هدف افزایش شفافیت، کاهش فساد و بهبود اثربخشی قوانین باید در کنار سیاست‌های کاهش نااطمینانی سلامت دنبال شود. علاوه بر این، بازنگری در ترکیب مخارج دولت و افزایش کارایی آن، به‌ویژه در شرایط بحرانی و هدایت سرمایه‌گذاری‌ها به سمت پروژه‌های زیربنایی با بازده بلندمدت، می‌تواند زمینه‌ساز رشد پایدارتر در مواجهه با نااطمینانی‌های آتی باشد.

## قدردانی

نویسندگان صمیمانه از داوران محترم و هیئت تحریریه مجله «اقتصاد باثبات» به خاطر نظرات ارزشمند، نقدهای سازنده و پیشنهادهای هوشمندانه که به بهبود قابل توجه کیفیت این مقاله انجامید، تشکر و قدردانی می‌کنند.

## References

- Acemoglu, D. (2009). *Introduction to modern economic growth*. Princeton University Press. Princeton.
- Ahmad, N., Raid, M., Alzyadat, J., & Alhawal, H. (2023). Impact of urbanization and income inequality on life expectancy of male and female in South Asian countries: A moderating role of health expenditures. *Humanities and Social Sciences Communications*, 10(1), 552. <https://doi.org/10.1057/s41599-023-02005-1>
- Amani, R. , Assari Arani, A. , Heshmati, A. and Agheli, L. (2026). Health-Economy Uncertainty, Institutional Quality and Economic Growth in Iran: A Time-Varying Parameter Analysis. *Iranian Economic Review*, (), -. doi: 10.22059/ier.2026.408866.1008378
- Amidi, S., & Fagheh Majidi, A. (2020). Geographic proximity, trade and economic growth: a spatial econometrics approach. *Annals of GIS*, 26(1), 49-63. <https://doi.org/10.1080/19475683.2020.1714727>
- Anwar, A., Hyder, S., Mohamed Nor, N., & Younis, M. (2023). Government health expenditures and health outcome nexus: a study on OECD countries. *Frontiers in Public Health*, 11, 1123759. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2023.1123759>
- Arefy, M., Zayandehroudi, M., & Esfandabadi, S. A. J. (2024). Effect of Health Index on Economic Growth (Provincial Approach). *Planning and Budgeting*, 28(4), 165-194. <https://doi.org/10.61186/jpbud.28.4.165>
- Azadnajafabad, S., Mohammadi, E., Aminorroaya, A., Fattahi, N., Rezaei, S., Haghshenas, R., ... & Farzadfar, F. (2024). Non-communicable diseases' risk factors in Iran; a review of the present status and action plans. *Journal of Diabetes & Metabolic Disorders*, 23(2), 1515-1523. <https://doi.org/10.1007/s40200-020-00709-8>
- Bahrami Nia, E. B., Shamsollahi, R., Izadi, S. H., & Komkoui, F. T. (2025). Investigating the Direct and Interactive Impact of Government Health Expenditure and Institutional Quality on Iran's Economic Growth. *Evidence Based Health Policy, Management and Economics*. <https://doi.org/10.18502/jebhpme.v9i1.19419>
- Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The quarterly journal of economics*, 131(4), 1593-1636. <https://doi.org/10.1093/qje/qjw024>

- Baltagi, B. H., & Moscone, F. (2010). Health care expenditure and income in the OECD reconsidered: Evidence from panel data. *Economic modelling*, 27(4), 804-811. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2009.12.001>
- Beylik, U., Cirakli, U., Cetin, M., Ecevit, E., & Senol, O. (2022). The relationship between health expenditure indicators and economic growth in OECD countries: A Driscoll-Kraay approach. *Frontiers in public health*, 10, 1050550. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2022.1050550>
- Black, R. E., Victora, C. G., Walker, S. P., Bhutta, Z. A., Christian, P., De Onis, M., ... & Uauy, R. (2013). Maternal and child undernutrition and overweight in low-income and middle-income countries. *The lancet*, 382(9890), 427-451. [https://doi.org/10.1016/s0140-6736\(13\)60937-x](https://doi.org/10.1016/s0140-6736(13)60937-x)
- Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. *econometrica*, 77(3), 623-685. <https://doi.org/10.3982/ecta6248>
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 31(3), 307-327. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1)
- Bongaarts, J. (2009). Human population growth and the demographic transition. *Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences*, 364(1532), 2985-2990. <https://doi.org/10.1098/rstb.2009.0137>
- Box, G., & Jenkins, G. M. (1976). Analysis: Forecasting and control. *San francisco*, 10.
- Celik, E. U., Omay, T., & Tengilimoglu, D. (2023). Convergence of economic growth and health expenditures in OECD countries: Evidence from non-linear unit root tests. *Frontiers in Public Health*, 11, 1125968. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2023.1125968>
- David, R. (2012). Advanced Macroeconomics, McGraw-Hill Companies. Inc., New York.
- Demetriades, P., & Hook Law, S. (2006). Finance, institutions and economic development. *International journal of finance & economics*, 11(3), 245-260. <https://doi.org/10.1002/ijfe.296>
- Dijk, D. V., Teräsvirta, T., & Franses, P. H. (2002). Smooth transition autoregressive models—a survey of recent developments. *Econometric reviews*, 21(1), 1-47. <https://doi.org/10.1081/etc-120008723>
- Dupas, P., & Miguel, E. (2016). *Impacts and determinants of health levels in low-income countries* (No. w22235). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w22235>
- Engle, R. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of united kingrom inflation. *Econometrica*, 50, 391-407. <https://doi.org/10.2307/1912773>

- Fioret, C. (2023). Water justice as socioenvironmental justice. *Ethics, Policy & Environment*, 26(3), 406-421. <https://doi.org/10.1080/21550085.2022.2090211>
- Ghys, P. D., Kufa, E., & George, M. V. (2006). Measuring trends in prevalence and incidence of HIV infection in countries with generalised epidemics. *Sexually transmitted infections*, 82(suppl 1), i52-i56. <https://doi.org/10.1136/sti.2005.016428>
- Hanquet, G., Valenciano, M., Simondon, F., & Moren, A. (2013). Vaccine effects and impact of vaccination programmes in post-licensure studies. *Vaccine*, 31(48), 5634-5642. <https://doi.org/10.1016/j.vaccine.2013.07.006>
- Houben, R. M., & Dodd, P. J. (2016). The global burden of latent tuberculosis infection: a re-estimation using mathematical modelling. *PLoS medicine*, 13(10), e1002152. <https://doi.org/10.1371/journal.pmed.1002152>
- Hunter, P. R., MacDonald, A. M., & Carter, R. C. (2010). Water supply and health. *PLoS medicine*, 7(11), e1000361. <https://doi.org/10.1371/journal.pmed.1000361>
- Hussain, Z., Mehmood, B., Khan, M. K., & Tsimisaraka, R. S. M. (2022). Green growth, green technology, and environmental health: evidence from high-GDP countries. *Frontiers in Public Health*, 9, 816697. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2021.816697>
- James, S. L., Lucchesi, L. R., Bisignano, C., Castle, C. D., Dingels, Z. V., Fox, J. T., ... & Mokdad, A. H. (2020). Morbidity and mortality from road injuries: results from the Global Burden of Disease Study 2017. *Injury prevention*, 26(Suppl 2), i46-i56. <https://doi.org/10.1136/injuryprev-2019-043302corr1>
- Kassebaum, N. J., Barber, R. M., Bhutta, Z. A., Dandona, L., Gething, P. W., Hay, S. I., ... & Ding, E. L. (2016). Global, regional, and national levels of maternal mortality, 1990–2015: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2015. *The lancet*, 388(10053), 1775-1812. <https://doi.org/10.1097/01.ogx.0000511935.64476.66>
- Kassebaum, N. J., Jasrasaria, R., Naghavi, M., Wulf, S. K., Johns, N., Lozano, R., ... & Murray, C. J. (2014). A systematic analysis of global anemia burden from 1990 to 2010. *Blood*, 123(5), 615-624. <https://doi.org/10.1182/blood-2013-06-508325>
- Khan, M. A., Kong, D., Xiang, J., & Zhang, J. (2020). Impact of institutional quality on financial development: cross-country evidence based on emerging and growth-leading economies. *Emerging Markets Finance and Trade*, 56(15), 3829-3845. <https://doi.org/10.1080/1540496x.2019.1588725>

- Knight, F. H. (1921). *Risk, uncertainty and profit* (Vol. 31). Houghton Mifflin. Massachusetts.
- Law, S. H., & Azman-Saini, W. N. W. (2008). *The quality of institutions and financial development* (MPRA Paper No. 12107). University Library of Munich, Germany. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/12107/>
- Lipset, S. M. (1959). Some social requisites of democracy: Economic development and political legitimacy. *American political science review*, 53(1), 69-105. <https://doi.org/10.2307/1951731>
- Liu, L., Oza, S., Hogan, D., Chu, Y., Perin, J., Zhu, J., ... & Black, R. E. (2016). Global, regional, and national causes of under-5 mortality in 2000–15: an updated systematic analysis with implications for the Sustainable Development Goals. *The Lancet*, 388(10063), 3027-3035. [https://doi.org/10.1016/s0140-6736\(16\)31593-8](https://doi.org/10.1016/s0140-6736(16)31593-8)
- Lutz, W., & Qiang, R. (2002). Determinants of human population growth. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London. Series B: Biological Sciences*, 357(1425), 1197-1210. <https://doi.org/10.1098/rstb.2002.1121>
- Maestas, N., Mullen, K. J., & Powell, D. (2023). The effect of population aging on economic growth, the labor force, and productivity. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 15(2), 306-332. <https://doi.org/10.1257/mac.20190196>
- Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The quarterly journal of economics*, 107(2), 407-437. <https://doi.org/10.2307/2118477>
- McCullough, J. M., Speer, M., Magnan, S., Fielding, J. E., Kindig, D., & Teutsch, S. M. (2020). Reduction in US health care spending required to meet the Institute of Medicine's 2030 target. *American Journal of Public Health*, 110(12), 1735-1740. <https://doi.org/10.2105/ajph.2020.305793>
- Moss W. J. (2017). Measles. *Lancet (London, England)*, 390(10111), 2490–2502. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(17\)31463-0](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(17)31463-0)
- Naghavi, M. (2019). Global, regional, and national burden of suicide mortality 1990 to 2016: systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2016. *bmj*, 364. <https://doi.org/10.1136/bmj.194>
- Nikzadian, S. A., Aghili, L., Assari Arani, A., & Sadeghi Saqdol, H. (2019). *Modeling the Impact of Health on Economic Growth in Natural Resource-Dependent Economies (with a Focus on the Health Situation in Iran)*. PhD dissertation, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. (In Persian).
- North, D. C. (1990). *Institutions, institutional change and economic performance*. Cambridge University Press. Cambridge.

- Otten, T. M., Grimm, S. E., Ramaekers, B., & Joore, M. A. (2023). Comprehensive review of methods to assess uncertainty in health economic evaluations. *Pharmacoeconomics*, 41(6), 619-632. <https://doi.org/10.1007/s40273-023-01242-1>
- Ozyilmaz, A., Bayraktar, Y., Isik, E., Toprak, M., Er, M. B., Besel, F., ... & Collins, S. (2022). The relationship between health expenditures and economic growth in EU countries: empirical evidence using panel fourier toda-yamamoto causality test and regression models. *International journal of environmental research and public health*, 19(22), 15091. <https://doi.org/10.3390/ijerph192215091>
- Qingyuan, S. H. E. N., Chang, B., Guoyu, Y. I. N., & Wendong, W. A. N. G. (2020). The impact of health investment on economic growth: evidence from China. *Iranian Journal of Public Health*, 49(4), 684. <https://doi.org/10.18502/ijph.v49i4.3174>
- Quandt, R. E. (1958). The estimation of the parameters of a linear regression system obeying two separate regimes. *Journal of the american statistical association*, 53(284), 873-880. <https://doi.org/10.1080/01621459.1958.10501484>
- Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of political Economy*, 98(5, Part 2), S71-S102. <https://doi.org/10.1086/261725>
- Saeedi, P., Petersohn, I., Salpea, P., Malanda, B., Karuranga, S., Unwin, N., ... & IDF Diabetes Atlas Committee. (2019). Global and regional diabetes prevalence estimates for 2019 and projections for 2030 and 2045: Results from the International Diabetes Federation Diabetes Atlas. *Diabetes research and clinical practice*, 157, 107843. <https://doi.org/10.1016/j.diabres.2019.107843>
- Safavi, M., Abtahi, S. Y., Alavirad, A., & Dehghantafti, M. A. (2025). Analysis of the Regime-Dependent Effects of Macroeconomic Variables on Household Health and Medical Expenditures in Iran. *SSU\_Journals*, 33(9), 9438-9451. <https://doi.org/10.18502/ssu.v33i9.20418> (In Persian)
- Salvatore, D. M. (2014). *International economics* (12th ed.). Pearson Education. New York City.
- Schweitzer, A., Horn, J., Mikolajczyk, R. T., Krause, G., & Ott, J. J. (2015). Estimations of worldwide prevalence of chronic hepatitis B virus infection: a systematic review of data published between 1965 and 2013. *The Lancet*, 386(10003), 1546-1555. [https://doi.org/10.1016/s0140-6736\(15\)61412-x](https://doi.org/10.1016/s0140-6736(15)61412-x)
- Shokrolahi Shirazi, E., Khodaparast Shirazi, J., Zare, H., & Ebrahimi, M. (2024). The effects of health and treatment expenses on business cycles of Iran's economy. *International Journal of Nonlinear Analysis and*

- Applications*, 15(10), 91-105.  
<https://doi.org/10.22075/ijnaa.2023.31340.4614>
- Simonovic, N., Taber, J. M., Scherr, C. L., Dean, M., Hua, J., Howell, J. L., ... & Politi, M. C. (2023). Uncertainty in healthcare and health decision making: Five methodological and conceptual research recommendations from an interdisciplinary team. *Journal of behavioral medicine*, 46(4), 541-555.  
<https://doi.org/10.1007/s10865-022-00384-5>
- Sun, Z., Haseeb, M., & Bala, M. M. (2026). Institutions matter for sustainable development: Economic growth, structural transformation, efficiency, and health outcomes in Sub-Saharan Africa. *Sustainable Development*, 1–25. <https://doi.org/10.1002/sd.71321>
- Tariq, H., Pathirage, C., & Fernando, T. (2021). Measuring community disaster resilience at local levels: An adaptable resilience framework. *International Journal of Disaster Risk Reduction*, 62, 102358.  
<https://doi.org/10.1016/j.ijdrr.2021.102358>
- Teräsvirta, T. (1994). Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of the American Statistical Association*, 89(425), 208-218.  
<https://doi.org/10.1080/01621459.1994.10476462>
- Watson, S. I., Sahota, H., Taylor, C. A., Chen, Y. F., & Lilford, R. J. (2018). Cost-effectiveness of health care service delivery interventions in low and middle income countries: a systematic review. *Global health research and policy*, 3(1), 17. <https://doi.org/10.1186/s41256-018-0073-z>
- World Bank. (2022). *World development report 2022: Universal health coverage and equity*. The World Bank. <https://www.worldbank.org/ext/en/topic/health/universal-health-coverage>
- World Health Organization. (2023). *World health statistics 2022: Monitoring health for the SDGs*. World Health Organization. <https://www.who.int/publications/i/item/9789240074323>