



Aging and Iranian Health System Expenditure: Evaluating and Prediction

Mahmoud Eisavi , Salar Ghorbani², Ahmad Moayedfard^{3*}, Vahid Alipour⁴, Saba Asadi⁵

¹ Associate Professor, Department of Islamic Economics, University of Allameh Tabataba'i, Tehran, Iran.

² Ph.D., of Health Economics, Health Management and Economics research center, Health Management Research Institute, Iran University of Medical Sciences, Tehran, Iran.

³ M.Sc., in economics, Health Management and Economics research center, Health Management Research Institute, Iran University of Medical Sciences, Tehran, Iran.

⁴ Associate Professor, Health Management and Economics research center, Health Management Research Institute, Iran University of Medical Sciences, Tehran, Iran.

⁵ M.Sc., in Health Economics, Health Management and Economics research center, Health Management Research Institute, Iran University of Medical Sciences, Tehran, Iran.



ARTICLE INFO

Corresponding Author:

Ahmad Moayedfard

e-mail addresses:

moiedf.a2012@yahoo.com

Received: 26/Mar/2023

Modified: 14/Jun/2023

Accepted: 21/Jun/2023

Available online: 31/Dec/2023

Keywords:

Aging

Health Expenditure

Iran

Health Sector

ABSTRACT

Introduction: Aging is an emerging, multifaceted, and inevitable global phenomenon, and Iran is no exception. This study investigates the relationship between the Iranian health system's expenditure and the aging rate, and forecasts these variables up to 2026.

Methods: This applied study utilized document mining for data collection and quantitative methods for data analysis. The auto-regressive distributed lags (ARDL) model was employed to model health expenditure, while the an autoregressive integrated moving average (ARIMA) model was used for forecasting. The study spanned from 1996 to 2021, projecting aging rates and health system expenditure for 2022-2026. Estimations were conducted using EViews 10, with data sourced from the Iranian Statistics Center and the United Nations Population Fund.

Results: The study found that, based on 2011's constant prices, a one percent increase in the aging rate corresponds to a 710 billion tomans rise in health system expenditures. Projections suggest that by 2026, the aging rate will have increased by 1.06, resulting in a 753 billion tomans increase in real expenditures, again referenced to 2011's constant prices. The cost attributed to each elderly individual will amount to approximately 1,414 thousand tomans, based on 2011's fixed prices.

Conclusion: The findings indicate an expected rise in health system expenditures due to aging. The obtained coefficients are based on Ceteris Paribus; however, factors such as technological advancements, lifestyle shifts, and overall socio-economic changes could significantly alter these figures. The authors suggest that fostering high employment rates with adequate incomes could mitigate the impact of aging by lowering the dependency ratio, thereby enhancing the population's youth ratio and ensuring the solvency of pension funds.

Extended Abstract

Introduction

Aging is a global phenomenon with an increasing annually trend. According to the United Nations 2020, approximately 727 million individuals over the age of 65 reside globally. This number is expected to more than double, reaching around 1.5 billion by 2050. In 2020, the ratio was one person over 65 for every 11 people; by 2050, this ratio is projected to be one in six, with the percentage of elderly individuals (over 65 years) increasing from about 9% to 16% [1]. The most pronounced aging trend is expected in developing countries, where, by 2050, 8 out of 10 elderly individuals globally will reside. This demographic shift is inevitable, irreversible, and all-encompassing, leading to profound changes across various facets of human life. Addressing the multifaceted challenges of this trend necessitates early planning and implementation of strategies [2]. Iran, as a developing country, is also transitioning towards an aging population. According to the Iranian Statistics Center, this demographic shift will become prominent by 2051, with about 20% of Iran's population expected to be over 65 years old at the start of that year [2]. These demographic shifts will impact Iranian society in multiple ways, including economic, political, health, and medical aspects. An analysis of the Iranian health system's expenditure reveals a notable increase in resources allocated, particularly to the hospital sector. This trend underscores the need to understand the factors influencing the health system's expenditure and the importance of implementing cost control measures [3]. Given the significance of this issue in Iran, our study examines the impact of aging on health system expenditures using a regression model and employs the autoregressive integrated moving average (ARIMA) method to forecast the extent of

Iranian health expenditures and aging rates until 2026.

Methods

The current study is classified as applied research, aiming to estimate and predict the impact of aging on Iranian health system expenditures using secondary data sources. To achieve this, we employed two distinct but complementary analytical methods. Firstly, the ARIMA (Auto-Regressive Integrated Moving Average) time series method was utilized for prediction purposes. This method is renowned for its effectiveness in forecasting based on historical data trends. Our study's use of ARIMA focused on projecting future aging rates and health expenditures. Secondly, a regression model was applied to explore the relationship between the variables under study. This model was estimated using the Auto-Regressive Distributed Lags (ARDL) approach, which is well-suited for examining the dynamic relationship between time series variables. The ARDL method allows for a more nuanced understanding of how changes in the aging population influence health system expenditures over time. Data collection was a critical component of our methodology. We sourced relevant data from the Statistical Centre of Iran and the United Nations Population Fund, ensuring a robust and reliable data foundation for our analysis. Our study encompassed two distinct time periods. The first, spanning from 1996 to 2021, was used to estimate the regression model using the ARDL approach. The second period, which extended from 1979 to 2021, was pivotal for predicting the aging rate and health expenditures using the ARIMA method. In building our model, we conducted a thorough review of both theoretical and empirical literature. This review informed our model's structure, ensuring it was grounded in established research while

tailored to the specificities of our study's focus.

$$(1) \text{ he}_t = \beta_1 \text{inf}_t + \beta_2 \text{ur}_t + \beta_3 \text{gdp}_t + \beta_4 \text{exch}_t + \beta_5 \text{urban}_t + \beta_6 \text{agi}_t + \beta_7 \text{phy}_t + \beta_8 \text{bed}_t + u_t$$

Here, he_t is the expenditure of health system, inf_t inflation rate, ur_t unemployment rate, gdp_t gross domestic product, exch_t exchange rate, urban_t urbanization rate and agi_t aging rate, phy_t the number of doctors and bed_t the number of hospital beds. u_t is also a random error term.

Results

Regression Model and Autoregressive Distributed Lags: In our study, confirming the stationarity of variables was a critical step prior to estimating the model using the Autoregressive Distributed Lags (ARDL) method. Stationarity implies that the statistical properties of a time series do not change over time, which is crucial for the validity of any time series analysis. To test for stationarity, we employed the Generalized Dickey-Fuller test, a widely accepted method in statistical analysis. The outcomes of this test, which are detailed in Table 1, demonstrated that all the variables in our study were stationary at the first order. This result is essential as it confirms the suitability of these variables for our ARDL model and underpins the reliability of our subsequent analysis.

Table 1: The results of the Generalized Dickey-Fuller test

Variable	Order	Probability	t-statistics
Expenditures of health system	I(1)	0.00	-7.39
Inflation	I(1)	0.00	-7.89
Unemployment	I(1)	0.01	-5/39
GDP	I(1)	0.00	-8.19
Exchange rate	I(1)	0.02	-4.91
Number of doctors	I(1)	0.00	-5.68
Number of hospital beds	I(1)	0.03	-3.51
Aging rate	I(1)	0.00	-5.73
Urbanization	I(1)	0.01	-6.21

The Existence of Long-Run Relationship Hypothesis (ARDL Bounds Test):To explore the presence of long-run relationships between the variables in our study, we

employed the method developed by Pesaran and colleagues in 1996. This approach is particularly adept at identifying whether variables are interconnected over an extended period. The results of this test are presented in Table 2. A key aspect of interpreting these results involves comparing the obtained F-statistics to specific bounds: if the F-statistics are higher than the bound I (1) or lower than the bound I (0), it indicates the presence of a long-run relationship among the variables. Our analysis, as detailed in Table 2, confirmed the existence of such long-run relationships in the data set.

Table 2: ARDL bounds test results

Statistics	Value	Prob	I(0) Bound	I(1) Bound
F-statistic	4.83	0.05	3.62	4.16

Model Estimation: Long-run relationships were presented in Table 3.

Table 3: Long-run coefficients of the ARDL method

Variable	Coefficient	T-statistics	Prob
Inflation	1.43	2.56	0.00
Unemployment	0.65	3.17	0.03
GDP	0.87	2.19	0.01
Exchange Rate	1.29	4.68	0.00
Number of doctors	0.13	3.97	0.04
Number of hospital beds	0.34	4.19	0.04
Aging rate	0.71	2.93	0.02
Urbanization	0.38	4.53	0.03

The results of our study demonstrated that all obtained coefficients were statistically significant and exhibited a positive relationship with the health system's expenditure.

- **Inflation Rate:** An increase of one unit in the inflation rate is associated with a 1.43 unit increase in health system expenditure.
- **Unemployment Rate:** A one-unit increase in the unemployment rate correlates with a 0.65 unit rise in health system expenditure.
- **Gross Domestic Product (GDP):** For every unit increase in GDP, there is a corresponding 0.87 unit increase in health system expenditure.

- **Exchange Rate:** A one-unit hike in the exchange rate results in a 1.29 unit increase in the dependent variable, which in this case is health system expenditure.
- **Number of Doctors:** An increase of one unit in the number of doctors leads to a 0.13 unit increase in health system expenditure.
- **Urbanization Rate:** A one-unit escalation in the rate of urbanization is associated with a 0.38 unit increase in health system expenditure. This positive and significant coefficient underscores a direct relationship between urbanization rate and the expenditure of Iran's health system.
- **Aging Rate:** With each unit increase in the aging rate, there is a 0.71 unit increase in health system expenditure.

Forecasting the Expenditure of Iranian Health System and Aging Rate: Our study's projections indicate a consistent increase in the aging rate through to 2026, aligning with expectations. In particular, the aging rate is forecasted to rise from 10.43% in 2021 to 11.49% by 2026, marking an approximate growth of one percent over this period. This upward trajectory in aging underscores the ongoing demographic shift in Iran. In terms of health system expenditure, the projections were made in real or deflated terms to account for the impact of inflation. These forecasts reveal an overall upward trend in expenditure, although it is anticipated to be accompanied by fluctuations in the coming years. Specifically, the health system's expenditure is expected to escalate to 83 thousand billion tomans by 2026, representing a significant growth of approximately 28% from the 65 thousand billion tomans recorded in 2021. These predictions highlight the increasing financial burden on Iran's health system, primarily driven by the aging population. The results underscore the importance of strategic planning and resource allocation to manage the escalating health expenditure

effectively in the face of demographic changes.

Discussion

Our study observed an upward trend in health expenditure in Iran, consistent with global patterns. According to the World Bank Group, the global ratio of health expenditure to GDP increased from 8.6% in 2000 to 10.8% in 2020. In Iran, this ratio rose from 4.7% to 5.3% over the same period, marking a relatively smaller increase compared to the global rate [3,4]. This rise in health expenditure in Iran can be attributed to factors beyond the COVID-19 pandemic, which universally escalated health costs. Notably, the implementation of the health transformation plan was a significant contributor to this increase [3]. Our analysis revealed that a one percent increase in the aging rate led to a 710 billion toman rise in health expenditure, based on the constant 2011 prices. The rising costs associated with aging are primarily driven by chronic diseases, long-term care needs, and conditions requiring hospitalization. However, strategies like promoting healthy lifestyles and implementing efficient insurance systems, particularly those based on a referral model, can mitigate these costs. Comparing our findings with other studies, a positive relationship between aging and health system expenditures is consistently reported [5-16]. Studies [5] and [6] found a direct correlation between aging rate and health expenditure. Conversely, study [7] observed a statistically insignificant and negative relationship, likely due to its focus on an earlier phase of Iran's demographic transition when the elderly population was relatively smaller. This discrepancy underscores the dynamic nature of demographic influences on health expenditure. Further research confirms this trend: studies [8-10] in developed countries, [11,12] in emerging countries, and [13,14] in developing countries all report a positive relationship between aging

and health expenditure. The exception, study [15], did not find a significant relationship, possibly due to the specific period analyzed. Study [16], covering international data, also supports a positive correlation between these variables. The impact of aging on health expenditures appears to hinge on a country's demographic structure, with a higher aging rate typically leading to more significant health expenses. Additionally, the influence of GDP on health expenditure was found to be positive in our study, aligning with the majority of the literature. According to study [17], GDP is a crucial factor in explaining differences in health expenditure levels and trends across countries. Studies [15,18] suggest that changes in GDP per capita account for over 90% of the variations in health system expenditures. Our study's findings reveal a positive correlation between urbanization and Iran's health system expenditures. Urbanization, a key demographic trend in both Iran and globally, often leads to the expansion of hospital systems and medical services. This correlation was anticipated and aligns with studies [19-21], which acknowledge the influence of urbanization on health expenditures, though they report mixed effects. Specifically, study [20] supports our finding of a positive relationship between urbanization rates and health expenditures. Inflation and unemployment rates also showed a positive

impact on health expenditures during the study period. Inflation, as a multifaceted economic variable, heightens uncertainty and operational costs. Furthermore, the exchange rate emerged as a significant factor, with a substantial positive effect on health expenditures, second only to inflation in its impact. The health system's dependency on imported equipment and materials partly explains this strong influence. Studies [22,23] corroborate our findings, highlighting a positive relationship between these economic variables and health expenditures. Interestingly, the aging rate's effect on health expenditure was less than the effect of inflation and exchange rates. Policymakers should prioritize stabilizing inflation and exchange rates to manage health expenditures effectively. The number of doctors and hospital beds are often cited as determinants of health costs. Consistent with this view, studies [24,25] found a positive impact of these variables on health system expenditures, confirming our study's conclusions.

Acknowledgment

This manuscript is part of a research project approved by Health Management and Economics research center of Iran University of Medical Sciences in 2021 with ethical code IR.IUMS.REC.1400.926 Obtained from the National Ethics Committee in Biomedical Research.

References

1. Population Division of The United Nations Department of Economic And Social Affairs. World population ageing 2020 highlights [Internet]. 2020 [cited 2020 Apr 11]. Available from: https://www.un.org/development/desa/pd/sites/www.un.org.development.desa.pd/files/documents/2020/Sep/un_pop_2020_pf_ageing_10_key_messages.pdf
2. Kusheshi M, Khosravi A, Alizadeh M, Torkashvand M, Aghaei N. Aging population in Iran: Socio-economic, demographic and health characteristics of the elderly: Issues and challenges. UNFPA. 2014 [cited 2022 Apr 12]. Available from: https://iran.unfpa.org/sites/default/files/pubpdf/Population%20Ageing%20in%20I.%20R.%20Iran_2.pdf

3. Eisavi M, Moayedfard A. Budget trends and financing methods of the health sector in Iran: An operational Proposal. *Journal of Health Administration*. 2022;24(4):71-83. [In Persian] <https://doi.org/10.52547/jha.24.4.71>
4. The World Bank Group. World health organization global health expenditure database. 2023 [cited 2023 Aug 12]. Available from: <https://data.worldbank.org/indicator/SH.XPD.CHEX.GD.ZS>
5. Yahyavi Dizaj J, Emamgholipour S, Pourreza A, Nomanni F, Molemi S. Effect of aging on catastrophic health expenditure in Iran during the period -2007-2016. *Scientific Journal of School of Public Health and Institute of Public Health Research*.2018; 16(3):216-27. [In Persian]
6. Abdulah Milani M, Mohammadi T, Tavossoli S. The determinants of health expenditures with an emphasis on population ageing: A Country-Level Panel Data Analysis, *Economics Research Journal*. 2017;17(65): 25-50. [In Persian]
7. Rezaei S, Fallah R, Karyani AK, Daroudi R, Zandiyan H, Hajizadeh M. Determinants of healthcare expenditures in Iran: evidence from a time series analysis. *Med J Islam Repub Iran*. 2016; 30:313.
8. Lopreite M, Mauro M. The effects of population ageing on health care expenditure: a Bayesian VAR analysis using data from Italy. *Health Policy*. 2017;121(6):663-74. <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2017.03.015>
9. Di Matteo L. The macro determinants of health expenditure in the United States and Canada: assessing the impact of income, age distribution and time. *Health Policy*. 2005; 71(1):23-42. <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2004.05.007>
10. Hosoya K. Determinants of health expenditures: Stylized facts and a new signal. *J Mod Econ*.2014; 5(13): 1171-80. <https://doi.org/10.4236/me.2014.513109>
11. Yang X, Li N, Mu H, Ahmad M, Meng X. Population aging, renewable energy budgets and environmental sustainability: Does health expenditures matter? *Gondwana Research*. 2022 Jun 1;106:303-14. <https://doi.org/10.1016/j.gr.2022.02.003>
12. Li L, Du T, Hu Y. The effect of population aging on healthcare expenditure from a healthcare demand perspective among different age groups: evidence from Beijing City in the People's Republic of China. *Risk Manag Healthc Policy*. 2020 Aug 31;13:1403-12. <https://doi.org/10.2147/RMHP.S271289>
13. Shakoor U, Rashid M, Baloch AA, Husnain MI, Saboor A. How aging population affects health care expenditures in Pakistan? A bayesian VAR analysis. *Soc Indic Res*. 2021 Jan;153:585-607. <https://doi.org/10.1007/s11205-020-02500-x>
14. Boz C, Ozsarı SH. The causes of aging and relationship between aging and health expenditure: An econometric causality analysis for Turkey. *Int J Health Plann Manage*. 2020 Jan;35(1):162-70. <https://doi.org/10.1002/hpm.2845>
15. El-Farouk AE, Banjar FM, Karar HMO, Elamin FO. Determinants of public healthcare expenditure in Saudi Arabia. *Eur J Pharm Med Res*. 2016; 3(12):85-93.
16. Ghaemi Asl M, Mirzaei Abbasabadi H. Age effects on health expenditures: a global view. *J Popul Ageing*. 2021 Jun; 14:247-70. <https://doi.org/10.1007/s12062-020-09285-4>

17. Sen A. Is health care a luxury? New evidence from OECD data. *Int J Health Care Finance Econ.* 2005; 5(2):147-64. <https://doi.org/10.1007/s10754-005-1866-4>
18. Souliotis K, Kartzi G, Athanasakis K, Golna C, Yfantopoulos J. Determinants of health care expenditure in Greece: Can primary health care impact on their evolution? *Int J Pharm Sci Res.* 2014; 5(2): 383-91.
19. Samadi A, Homaie RE. Determinants of healthcare expenditure in Economic Cooperation Organization (ECO) Countries: Evidence from Panel Cointegration Tests. *Int J Health Policy Manag.* 2013 Jun; 1(1): 63-68. <https://doi.org/10.15171/ijhpm.2013.10>
20. Magazzino C, Mele M. The determinants of health expenditure in Italian regions. *Int J Financ Econ.* 2012;4(3):61-72. <https://doi.org/10.5539/ijef.v4n3p61>
21. Shao Q, Tao R, Luca MM. The effect of urbanization on health care expenditure: Evidence from China. *Frontiers in Public Health.* 2022 Feb 15;10:850872. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2022.850872>
22. Beheshti MB, Sojoudi S. The relationship between health expenditure and GDP in Iran. *Journal of Economics Review.* 2008;4(4):115-35. [In Persian]
23. Kordbache, H, Ahmadi Z. Evaluation the effect of exchange rate fluctuations on medical care price indexes in Iran. *Journal of Healthcare Management Research.* 2017;4(8):17-27. [In Persian].
24. Moayedfard A, Ghorbani S, Sefiddashti SE. Health expenditure and its human capital determinants in Iran. *Iranian Journal of Public Health.* 2020 Nov;49(11):2189-93. <https://doi.org/10.18502/ijph.v49i11.4737>
25. Nordin N, Nordin N, Ahmad NA. The effects of the ageing population on healthcare expenditure: A comparative study of China and India. In: Buchory H. *Proceedings of the 1st International Conference on Economics and Banking (ICEB-15)*; 2018 May 26-27; Jawa Barat, Indonesia. Netherlands: Atlantis Press; 2015. p. 297-310.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
رتال جامع علوم انسانی



مقاله اصیل

سالمندی و مخارج نظام سلامت در ایران: بررسی و پیشبینی

محمود عیسوی^۱ ID، سالار قربانی، احمد موید فرد^{۲*}، وحید علیپور^۴، صبا اسدی^۵

^۱دانشیار، گروه اقتصاد اسلامی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

^۲دکتری اقتصاد سلامت، مرکز تحقیقات علوم مدیریت و اقتصاد سلامت، پژوهشکده مدیریت سلامت، دانشگاه علوم پزشکی ایران، تهران، ایران.

^۳کارشناسی ارشد، مرکز تحقیقات علوم مدیریت و اقتصاد سلامت، پژوهشکده مدیریت سلامت، دانشگاه علوم پزشکی ایران، تهران، ایران

^۴دانشیار، مرکز تحقیقات علوم مدیریت و اقتصاد سلامت، پژوهشکده مدیریت سلامت، دانشگاه علوم پزشکی ایران، تهران، ایران

^۵کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، مرکز تحقیقات علوم مدیریت و اقتصاد سلامت، پژوهشکده مدیریت سلامت، دانشگاه علوم پزشکی ایران، تهران، ایران.

اطلاعات مقاله چکیده

نویسنده مسئول:

احمد موید فرد

رایانامه:

moiedf.a2012@yahoo.com

وصول مقاله: ۱۴۰۲/۱۰/۰۵

اصلاح نهایی: ۱۴۰۲/۰۳/۲۴

پذیرش نهایی: ۱۴۰۲/۰۳/۳۱

انتشار آنلاین: ۱۴۰۲/۱۰/۱۰

واژه‌های کلیدی:

سالمندی

مخارج سلامت

ایران

بخش سلامت

مقدمه: سالمندی، پدیده‌ای کمابیش جدید، چند بعدی و اجتناب‌ناپذیر برای جوامع انسانی در حال و آینده است و کشور ایران نیز از این قاعده مستثنا نیست. در این مطالعه، رابطه مخارج نظام سلامت ایران و نرخ سالمندی را بررسی و میزان این دو متغیر را تا سال ۱۴۰۵ پیش‌بینی شده است.

روش‌ها: این مطالعه کاربردی بوده و از روش اسنادکاوی برای جمع‌آوری داده‌ها و روش کمی برای تحلیل داده‌ها استفاده کرده است. برای برآورد مدل و رابطه میان نرخ سالمندی و مخارج نظام سلامت از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی، و برای پیش‌بینی از روش ARIMA استفاده شد. داده‌های استفاده‌شده برای برآورد مدل از سال ۱۳۷۵ تا سال ۱۴۰۰ بوده و پیش‌بینی متغیرهای نرخ سالمندی و مخارج نظام سلامت از سال ۱۴۰۱ تا سال ۱۴۰۵ صورت گرفته است. نرم‌افزار به کار گرفته‌شده در این مطالعه EViews نسخه ۱۰ بود. داده‌های این مقاله از مرکز آمار ایران و صندوق جمعیت سازمان ملل متحد استخراج شده‌اند.

یافته‌ها: بر اساس قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۰، به ازای هر درصد افزایش در نرخ سالمندی، مخارج نظام سلامت به میزان ۷۱۰ میلیارد تومان افزایش خواهد داشت. با توجه به پیش‌بینی‌های صورت گرفته، نرخ سالمندی تا سال ۱۴۰۵ به میزان ۱/۰۶ درصد رشد خواهد داشت و افزایش مخارج ناشی از سالمندی حدود ۷۵۳ میلیارد تومان براساس قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۰ خواهد بود. به ازای هر سالمند، یک میلیون و ۴۱۴ هزار تومان براساس قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۰ به مخارج نظام سلامت افزوده خواهد شد.

نتیجه‌گیری: نتایج حاصل از افزایش مخارج نظام سلامت ناشی از سالمندی، یک نتیجه قابل پیش‌بینی بود. ضرایب به‌دست‌آمده با فرض ثبات سایر شرایط بود و تغییرات فناوری، سبک زندگی و تغییر شرایط کلی اجتماعی و اقتصادی می‌تواند تغییرات زیادی در این اعداد ایجاد کند. به نظر می‌رسد مؤثرترین راهکار برای کاهش اثرات سالمندی، ایجاد اشتغال با سطوح درآمدی مناسب است تا بتوان با افزایش نسبت جوانی جمعیت و تأمین صندوق‌های بازنشستگی، نسبت وابستگی در کشور را نیز کاهش داد.



عوامل مؤثر بر مخارج نظام سلامت ایران و اجرای برنامه‌های کنترلی، موضوعی است که سیاست‌گذاران باید به آن توجه ویژه‌ای داشته باشند. [۳] سالمندی یکی از عواملی است که می‌تواند در روند مخارج نظام سلامت نقش مؤثری داشته باشد. افزایش هزینه‌های ناشی از بیماری‌های مزمن، خدمات بستری و مراقبت‌های طولانی‌مدت از جمله مواردی است که در سال‌های آتی مخارج نظام سلامت را تحت تأثیر قرار خواهد داد. این مطالعه با توجه به اهمیت این موضوع، به بررسی اثر سالمندی بر مخارج نظام سلامت ایران با استفاده از یک مدل رگرسیونی پرداخته و سپس با استفاده از روش پیش‌بینی میانگین متحرک خودرگرسیون انباشته (ARIMA)، میزان مخارج سلامت و تعداد سالمندان تا سال ۱۴۰۵ را پیش‌بینی کرده است. این مطالعه به سؤالات زیر به عنوان سؤالات پژوهش پاسخ داده است:

۱. تأثیر نرخ سالمندی بر میزان مخارج نظام سلامت ایران تا سال ۱۴۰۵ چقدر است؟
 ۲. نرخ سالمندی و تعداد سالمندان کشور بر اساس روش پیش‌بینی ARIMA تا سال ۱۴۰۵ چه مقدار خواهد بود؟
 ۳. میزان مخارج نظام سلامت ایران تا سال ۱۴۰۵ چقدر خواهد بود؟
- مطالعاتی که تاکنون در ایران در این زمینه انجام شده‌اند، در سه دسته قابل طبقه‌بندی هستند. دسته اول، مطالعاتی است که سالمندی را از دیدگاه فردی و بهداشتی-درمانی بررسی کرده‌اند. دسته دوم شامل مطالعاتی است که به بررسی اثر سالمندی از بعد هزینه‌ای و ارائه خدمات به سالمندان پرداخته‌اند. دسته سوم، مطالعاتی است که تأثیر سالمندی را از منظر متغیرهای اقتصاد کلان و عمدتاً رشد اقتصادی مطالعه کرده‌اند. مطالعه حاضر، به دلیل اهمیت تأثیرپذیری مخارج نظام سلامت از روند سالمندی، به بررسی اثر نرخ سالمندی بر مخارج سلامت پرداخته و در کنار آن، متغیرهایی چون نرخ شهرنشینی، امکانات درمانی (شامل تعداد تخت‌ها و پزشکان) و متغیرهای اقتصاد کلان مانند تورم، بیکاری، تولید

سال خوردگی، پدیده‌ای جهانی است که هر ساله با روندی سریع‌تر رشد می‌کند. طبق برآوردهای سازمان ملل متحد، در سال ۲۰۲۰ حدود ۷۲۷ میلیون نفر با سن بیش از ۶۵ سال در سراسر جهان زندگی می‌کردند. پیش‌بینی می‌شود که این تعداد تا سال ۲۰۵۰ به بیش از دو برابر، یعنی تقریباً ۱/۵ میلیارد نفر برسد. در سال ۲۰۲۰، به ازای هر ۱۱ نفر، یک نفر با سن بیش از ۶۵ سال وجود داشت که انتظار می‌رود این نسبت تا سال ۲۰۵۰ به یک نفر از هر ۶ نفر برسد و درصد افراد سالمند (بیش از ۶۵ سال) از حدود ۹ درصد به ۱۶ درصد افزایش یابد. [۱] روند غالب سالمندی در سال‌های آینده در کشورهای در حال توسعه رخ خواهد داد؛ به طوری که تا سال ۲۰۵۰، ۸ نفر از هر ۱۰ نفر سالمند در این کشورها زندگی خواهند کرد. به طور خلاصه، این فرایند به شکلی اجتناب‌ناپذیر، بدون برگشت، فراگیر و با ایجاد تغییرات عمیق در جنبه‌های مختلف زندگی انسانی رخ خواهد داد و تنها راه مواجهه با ابعاد مختلف این مسئله، برنامه‌ریزی و اجرای آن از سال‌های کنونی است. [۲] ایران، به عنوان کشوری در حال توسعه، از این قاعده مستثنی نیست. آمارهای ارائه شده توسط مرکز آمار ایران بر اساس سرشماری سال ۱۳۹۵ نشان می‌دهند که جامعه ایران نیز به سرعت به سمت فاز سالمندی جمعیت در حال حرکت است. براساس برآوردها، فاز سالمندی جمعیت در ایران در سال ۱۴۳۰ رخ خواهد داد و در ابتدای این سال حدود ۲۰ درصد جمعیت ایران را افراد با سن بیش از ۶۵ سال تشکیل خواهند داد. [۲] این تغییرات جمعیتی تأثیرات متفاوتی بر جامعه ایران خواهند گذاشت و در ابعاد گوناگونی مانند اقتصاد، سیاست، بهداشت و درمان قابل بررسی خواهند بود. این تغییرات فراگیر و چندبعدی بوده و حوزه‌های متنوعی را در بر خواهند گرفت. بررسی مخارج نظام سلامت در ایران نشان داد که میزان منابع مختص به این بخش در حال افزایش هستند و بیشترین بخش از این افزایش مربوط به حوزه درمان است؛ همچنین، پایداری منابع اختصاص یافته به این بخش نیز در حال کاهش است. شناسایی

صندوق جمعیت سازمان ملل متحد استفاده شد. نرم افزار استفاده شده در این مطالعه، EViews نسخه ۱۰ است. در مرحله اول، با مرور ادبیات نظری و تجربی، متغیرها و مدل مورد نظر به شکل زیر استخراج شد.

$$HE = f(EC, DE, H) \quad (1)$$

در این مدل، HE نشان دهنده مخارج نظام سلامت، EC شامل متغیرهای اقتصادی مانند تورم، بیکاری، تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز است. DE متغیرهای جمعیت شناسی مانند شهرنشینی و سالمندی را در بر می گیرد و H متغیرهای مربوط به بخش سلامت مانند تعداد پزشکان و تعداد تخت های بیمارستانی است. مدل رگرسیونی را می توان به شکل زیر بازنویسی کرد:

(2)

$$he_t = \beta_1 inf_t + \beta_2 ur_t + \beta_3 gdp_t + \beta_4 exch_t + \beta_5 urban_t + \beta_6 agi_t + \beta_7 phy_t + \beta_8 bed_t + u_t$$

متغیر مخارج نظام سلامت است که براساس قیمت های ثابت سال ۱۳۹۰ گردآوری شد. سایر متغیرها به ترتیب آمده در معادله (۱) آورده شد. u_t نیز عبارت تصادفی است.

برای برآورد مدل، ابتدا آزمون ایستایی و فروض کلاسیک رگرسیون بررسی شد و سپس برآورد روابط کوتاه مدت و بلندمدت و در نهایت الگوی تصحیح خطا با استفاده از روش ARDL انجام شد. جدول شماره یک متغیرهای مورد استفاده در مدل را نشان می دهد.

جدول ۱: متغیرهای مورد استفاده در مدل

عنوان متغیر	تعریف علمی
مخارج نظام سلامت	مجموع مخارج در نظام سلامت کشور (میلیارد ریال)
نرخ سالمندی	میزان افراد با سن بیش از ۶۵ سال به کل جمعیت (درصد)
نرخ شهرنشینی	میزان جمعیت شهرنشین نسبت به کل جمعیت (درصد)
تعداد پزشکان	تعداد پزشکان موجود در هر سال در کشور (نفر)
تعداد تخت های بیمارستانی	تعداد تخت های بیمارستانی در هر سال در کشور (تعداد)
نرخ تورم	تغییرات شاخص قیمت مصرف کننده بر حسب (درصد)
نرخ ارز	ریال بر حسب دلار آمریکا
نرخ بیکاری	نسبت جمعیت جویای کار بدون شغل نسبت به جمعیت فعال کشور (درصد)
تولید ناخالص داخلی	میزان کالاها و خدمات تولید شده در سال در کشور (هزار میلیارد ریال)

الگوهای سری زمانی که معمولاً برای پیش بینی های کوتاه مدت استفاده می شوند، رفتار یک متغیر را براساس مقادیر گذشته اش توضیح می دهند. این الگوها، که مقادیر

ناخالص داخلی و نرخ ارز در ایران را نیز بررسی و پیش بینی کرده است. از حیث روش، متغیرهای مورد استفاده و موضوع، تاکنون مطالعه مشابهی با مطالعه حاضر انجام نشده است.

روش ها

تحقیق حاضر از بعد هدف، کاربردی است که با استفاده از داده های ثانویه و روش سری زمانی ARIMA، همچنین مدل رگرسیون، به برآورد و پیش بینی اثر سالمندی بر مخارج نظام سلامت در ایران پرداخته است. داده های این مطالعه از طریق روش کتابخانه ای و اسناد کاوی گردآوری شده اند. برای برآوردهای آماری، این مطالعه دو بازه زمانی را در نظر گرفته است. مدل رگرسیونی، که با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه های توزیعی (ARDL) برآورد شده، سال های ۱۳۷۵ تا ۱۴۰۰ را در بر می گیرد، و بازه زمانی متغیرهای پیش بینی شده، یعنی مخارج سلامت و سالمندی، که با استفاده از روش میانگین متحرک خودرگرسیون انباشته انجام شده، سال های ۱۳۵۸ تا ۱۴۰۰ است. ابتدا داده های مورد نظر شامل نرخ سالمندی، مخارج نظام سلامت، نرخ شهرنشینی، تعداد پزشکان، تعداد تخت های بیمارستانی، نرخ تورم، نرخ بیکاری، نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی از مرکز آمار ایران استخراج و سپس برای آمار توصیفی، عمدتاً از گزارش های

در مرحله بعد، با استفاده از روش پیش بینی ARIMA، متغیرهای مدل تا سال ۱۴۰۵ پیش بینی شدند و در این مرحله مقادیر متغیرها از سال ۱۴۰۱ تا ۱۴۰۵ به دست آمدند.

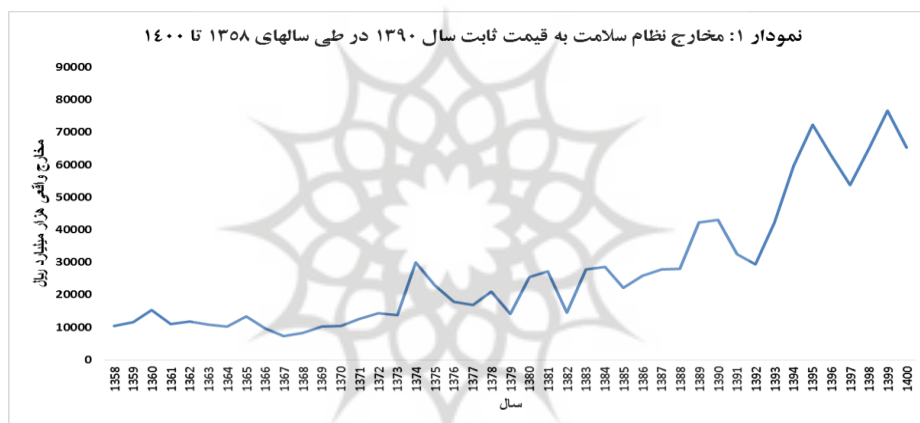
فعلی یک متغیر را به مقادیر گذشته‌اش مرتبط می‌کنند، به عنوان الگوهای سری زمانی تک‌متغیری شناخته می‌شوند. این الگوها شامل فرایندهای خودرگرسیون، میانگین متحرک، خودرگرسیون میانگین متحرک، و خودرگرسیون میانگین متحرک انباشته هستند. [۴] مراحل روش کار به شکل زیر بود:

- ۱) مطالعات اولیه و مرور ادبیات نظری و تجربی
- ۲) تبیین مدل
- ۳) جمع‌آوری، تلخیص، طبقه‌بندی و آماده‌سازی داده‌ها
- ۴) برآورد مدل رگرسیونی
- ۵) پیش‌بینی متغیرها با استفاده از روش ARIMA

یافته‌ها در سه بخش تنظیم شدند. در بخش اول، آمار توصیفی از متغیرهای اصلی مطالعه یعنی نرخ سالمندی، گذار جمعیتی در ایران، و مخارج نظام سلامت ارائه شد. در بخش دوم به یافته‌ها و نتایج حاصل از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیع‌شده و آزمون‌های مرتبط با آن از جمله ایستایی و فرضیه وجود رابطه بلندمدت پرداخته شد و در بخش سوم نتایج برآورد مدل ARIMA برای پیش‌بینی دو متغیر نرخ سالمندی و مخارج نظام سلامت ارائه شد.

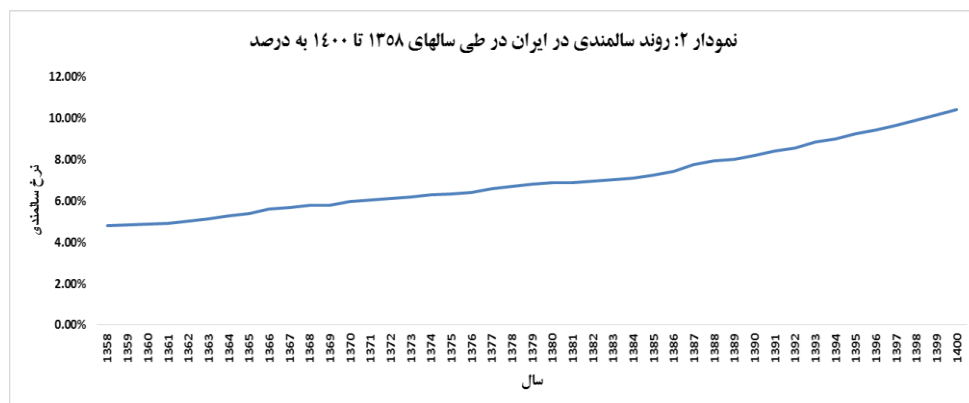
آمار توصیفی: در این بخش، روند متغیرهای مورد نظر شامل نرخ سالمندی و مخارج نظام سلامت ارائه گردید. براساس گزارش‌های «مرکز آمار ایران»، مخارج نظام سلامت براساس قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۰ دارای روند زیر است

بیرا آنته‌ها



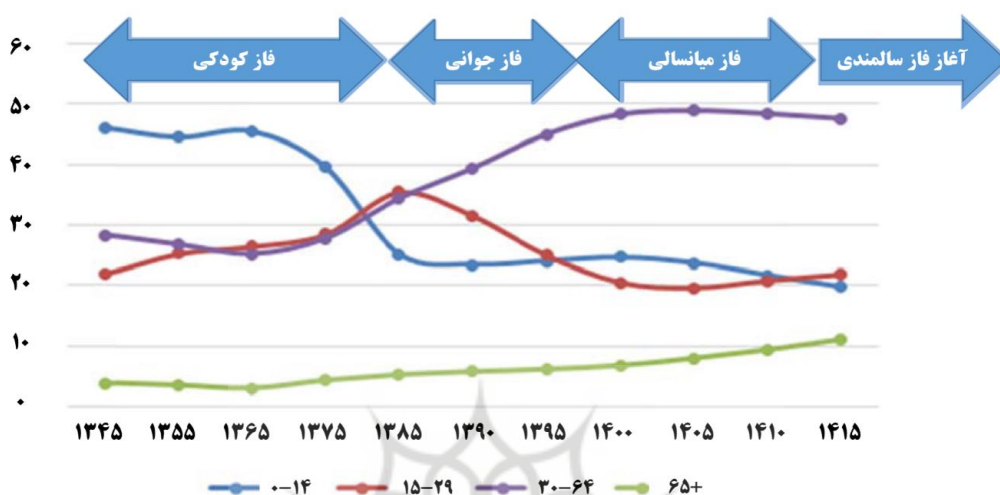
منابع فراوان بدون اجرای برنامه‌های محوری و کنترلی) و مثبت (ایجاد امکانات و افزایش دسترسی به خدمات) می‌شود. در نمودار شماره دو، روند سالمندی در کشور با تعریف افراد با سن بیش از ۶۵ سال، بر اساس گزارش‌های «مرکز آمار ایران» نشان داده شده است.

همان‌طور که در نمودار شماره یک مشخص است، مخارج ثابت روند صعودی داشته‌اند؛ به این معنا که رشد آن‌ها از تورم‌های موجود بیشتر بوده است. رشد مخارج از سال ۱۳۹۲ شدت گرفته که نشان‌دهنده سال اجرای طرح تحول سلامت است. این طرح توانسته است منابع جذب‌شده به بخش سلامت را افزایش دهد، که شامل تأثیرات منفی (وابستگی به



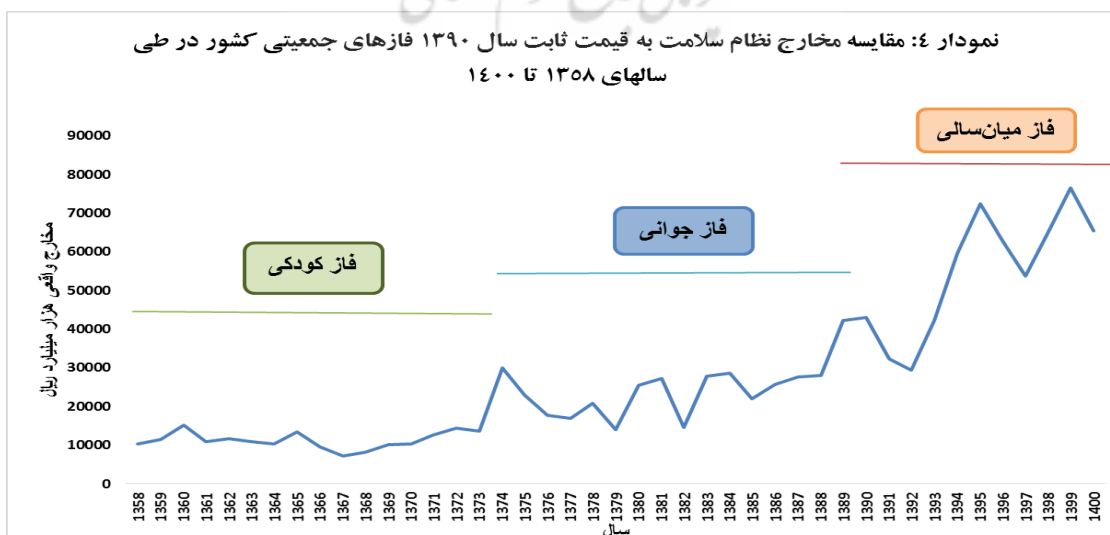
نشان‌دهنده بیش از دو برابر شدن آن است. در ادامه، فازهای جمعیتی رخ داده با مخارج واقعی نظام سلامت در ایران مقایسه شده‌اند. در نمودار شماره سه، فازهای جمعیتی رخ داده در کشور نشان داده شده‌اند و در نمودار شماره چهار، روند مخارج نظام سلامت با فازهای جمعیتی مقایسه شده است.

نمودار شماره دو نشان‌دهنده افزایش پیوسته نرخ سالمندی یا افراد با سن بیشتر از ۶۵ سال در کشور است. انتظار می‌رود که این روند افزایشی با شیب مثبت در سال‌های آینده ادامه یابد. در دوره بررسی شده، نرخ سالمندی از ۴/۸ درصد در سال ۱۳۵۸ به ۱۰/۴۳ درصد در سال ۱۴۰۰ رسیده است که



جامعه ایران مراحل مختلفی از گذار جمعیتی را پشت سر گذاشته‌است که با بیش‌زایی مولید در دهه ۶۰ و افزایش امید به زندگی در طی تقریباً صد سال گذشته مرتبط است. بنابراین، تغییرات فازهای جمعیتی مختلفی در ایران بروز داشته که می‌توان آن‌ها را در بازه‌های زمانی متفاوتی دسته‌بندی کرد. پس از افزایش باروری در سال‌های پس از انقلاب، فاز کودکی گذار ساختار سنی آغاز شده و تا سال ۱۳۷۵ ادامه یافته‌است؛ به طوری که حدود ۳۹/۵ درصد از جمعیت کل کشور در سال ۱۳۷۵ به جمعیت صفر تا ۱۴ سال

اختصاص یافته‌است. با صرف منابع فراوان برای تأمین نیازهای این گروه سنی و مواجهه با مسائل و مشکلاتی که در راستای پوشش خدمات سلامت و آموزش این گروه سنی به وجود آمد، پس از سال ۱۳۷۵ تا سال ۱۳۹۰ کشور ایران فاز جوانی جمعیت را پشت سر گذاشت. تأمین نیازهای آموزشی یکی از مهم‌ترین مسائل و مشکلات استقرار این فاز از گذار ساختار سنی بوده است. پس از سال ۱۳۹۰، فاز سوم گذار ساختار سنی، یعنی میان‌سالی، شروع شده و پیش‌بینی می‌شود که تا سال ۱۴۳۰ ادامه داشته باشد.



از نمودار شماره چهار مشخص است که با افزایش سن و گذار جمعیت به فاز میان‌سالی و همراه با افزایش جمعیت، مخارج نظام سلامت نیز در حال افزایش بوده‌است. به نظر می‌رسد که نظام سلامت در آینده این روند را حفظ خواهد کرد؛ زیرا افزایش جمعیت و سن به عنوان روندی جمعیتی در جامعه ایران وجود خواهد داشت. اتکای صرف به منابع بودجه‌ای و درمان‌محور بودن نظام سلامت، بدون توجه به سایر بخش‌ها، به شدت مصرف منابع (شیب) و افزایش سطح آن (مقدار) خواهد افزود. مدل رگرسیونی و روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی: در تحلیل‌های اقتصادسنجی کاربردی، برای برآورد روابط بلندمدت بین متغیرها، باید میانگین و واریانس آن‌ها در طول زمان ثابت فرض شده و کوواریانس متغیرها در طول زمان تنها به میزان وقفه یا فاصله‌شان بستگی داشته باشد و ارتباطی با زمان نداشته باشد. در واقع، فرض ضمنی بر این است که متغیرها دارای ثبات رفتاری هستند. اما در تحقیقات کاربردی معلوم شده‌است که در بیشتر موارد، ثبات رفتاری متغیرهای سری

زمانی تحقق نمی‌یابد. بنابراین، استفاده از آزمون‌های f و t برای استنباط آماری در مدل‌هایی اعتبار ندارد که ثبات رفتاری یا مانایی متغیرها تحقق نیافته‌اند و نتایج گمراه‌کننده‌ای به دنبال خواهد داشت. بنابراین، لازم است پیش از انجام برآورد مدل، مانایی متغیرها بررسی شود. [۴۰] قبل از انجام هر آزمونی به روش ARDL، باید مانایی یا نامانایی متغیرها در سطوح $I(0)$ و $I(1)$ بررسی شود. بدین منظور، از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته استفاده شده و نتایج آن در جدول شماره دو گزارش شده‌است. بر اساس آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته، نتایج نشان داد که تمامی متغیرهای مدل در سطح $I(0)$ ناماناستند (به دلیل بیشتر بودن احتمال خطا از سطح 0.05 و کمتر بودن مقدار آماره آزمون از مقادیر بحرانی در همان سطح)؛ همچنین، تمامی متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری در سطح $I(1)$ مانا شدند (به دلیل کمتر بودن احتمال خطا از سطح 0.05 و بیشتر بودن مقدار آماره آزمون از مقادیر بحرانی در همان سطح).

جدول ۲: نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته

نتیجه	درجه مانایی	احتمال	مقادیر بحرانی در سطح 0.05	آماره آزمون	متغیر
مانا	$I(1)$	0.00	-2.93	-7.39	مخارج نظام سلامت
مانا	$I(1)$	0.00	-4.57	-7.89	تورم
مانا	$I(1)$	0.01	-3.14	-5.39	بیکاری
مانا	$I(1)$	0.00	-5.89	-8.19	تولید ناخالص داخلی
مانا	$I(1)$	0.02	-3.70	-4.91	نرخ ارز
مانا	$I(1)$	0.00	-2.19	-5.68	تعداد پزشکان
مانا	$I(1)$	0.03	-2.79	-3.51	تعداد تخت‌های بیمارستانی
مانا	$I(1)$	0.00	-3.41	-5.73	نرخ سالمند
مانا	$I(1)$	0.01	-4.17	-6.21	شهرنشینی

با توجه به آنکه سری‌ها انباشته از مرتبه یک بودند، از روش ARDL برای تخمین استفاده شد.

را متناظر با تعداد رگسورها و اینکه مدل شامل عرض از مبدأ و روند است یا خیر محاسبه کرده‌است. اگر F محاسباتی فراتر از محدوده بالایی قرار گیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد شده و اگر پایین‌تر از محدوده پایینی قرار گیرد، فرضیه صفر مذکور پذیرفته می‌شود. اگر هم F محاسباتی در بین دو محدوده قرار گیرد، نتایج استنباط

بررسی فرضیه وجود رابطه بلندمدت (رویکرد باندرز تست): در این مرحله با استفاده از روش پسران و همکاران (۱۹۹۶)، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی با استفاده از آماره F برای آزمون معناداری سطوح با وقفه‌ی متغیرها در فرم تصحیح خطا آزمایش شد. نکته مهم این است که توزیع F مذکور غیراستاندارد است. پسران مقادیر مناسب

نرمال بودن از آزمون نرمالیتی، برای بررسی فرضیه همبستگی سریالی از آزمون براش پاگان، برای بررسی فرضیه واریانس ناهمسانی از آزمون آرج، و برای تصریح صحیح مدل از آزمون رمزی استفاده شده است.

جدول ۴: نتایج فرض کلاسیک

احتمال	نوع آزمون
۰/۷۹	نرمال بودن
۰/۴۸	همبستگی سریالی
۰/۵۱	واریانس ناهمسانی
۰/۶۳	تصریح درست مدل

طبق نتایج به دست آمده در جدول شماره چهار، در سطح معنی داری ۰/۰۵، فرض صفر مبنی بر عدم وجود همبستگی سریالی، همسانی واریانس و توزیع نرمال جملات پسماند رد نشده است؛ یعنی جملات پسماند فاقد همبستگی سریالی بوده و دارای همسانی واریانس و توزیع نرمال هستند و مدل به درستی تصریح شده است. نتایج برآورد مدل: نتایج حاصل از برآورد مدل و اثر متغیرها بر مخارج نظام سلامت (متغیر پاسخ) در جدول شماره چهار ارائه شده اند.

جدول ۵: ضرایب بلندمدت روش ARDL

احتمال	آماره t	ضرایب	متغیر
۰/۰۰	۲/۵۶	۱/۴۳	تورم
۰/۰۳	۳/۱۷	۰/۶۵	بیکاری
۰/۰۱	۲/۱۹	۰/۸۷	تولید ناخالص داخلی
۰/۰۰	۴/۶۸	۱/۲۹	نرخ ارز
۰/۰۴	۳/۹۷	۰/۱۳	تعداد پزشکان
۰/۰۴	۴/۱۹	۰/۳۴	تعداد تخت‌های بیمارستانی
۰/۰۲	۲/۹۳	۰/۷۱	نرخ سالمندی
۰/۰۳	۴/۵۳	۰/۳۸	شهرنشینی

سلامت ایران ارتباط مثبت وجود دارد. اگر تولید ناخالص داخلی یک واحد افزایش یابد، مخارج نظام سلامت به مقدار ۰/۸۷ واحد در همان جهت افزایش می‌یابد. ضریب مثبت و معنی دار تولید ناخالص داخلی بیانگر این است که بین تولید ناخالص داخلی و مخارج نظام سلامت ایران ارتباط مثبت وجود دارد. اگر نرخ ارز یک واحد افزایش یابد، مخارج نظام سلامت به مقدار ۱/۲۹ واحد در همان جهت افزایش می‌یابد.

غیرقطعی است و وابسته به این است که متغیرها I(0) یا I(1) باشند.

جدول ۳: نتایج آزمون ARDL Bounds Test

آماره	مقدار	احتمال	I(0) Bound	I(1) Bound
F-statistic	۴/۸۳	۰/۰۱	۴/۹۴	۵/۵۸
		۰/۰۲	۴/۱۸	۴/۷۸
		۰/۰۵	۳/۶۲	۴/۱۶
		۰/۱۰	۳/۰۲	۳/۵۱

بر اساس این آزمون، اگر مقدار آماره F از مقدار آماره‌های I(0) Bound و I(1) Bound بیشتر باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود و نتیجه‌گیری می‌شود که رابطه بلندمدت وجود دارد. همان‌طور که نتایج نشان داده‌اند، مقدار آماره F، که ۴/۸۳ به دست آمده، از مقدار آماره‌های I(0) Bound و I(1) Bound در سطح احتمال ۰/۰۵ بیشتر بوده است؛ بنابراین فرضیه صفر رد شده و فرضیه یک مبنی بر وجود رابطه بلندمدت تأیید می‌شود. این نتیجه شرایط استفاده از آزمون ARDL را فراهم کرده و پویایی مدل را تأیید می‌کند. بررسی فرض کلاسیک: برای بررسی فرضیه

همان‌طور که نتایج نشان داد، تمامی ضرایب به دست آمده دارای معناداری آماری بودند. اگر نرخ تورم یک واحد افزایش یابد، مخارج نظام سلامت معادل ۱/۴۳ واحد در همان جهت افزایش می‌یابد؛ همچنین، اگر نرخ بیکاری یک واحد افزایش یابد، مخارج نظام سلامت به مقدار ۰/۶۵ واحد در همان جهت افزایش می‌یابد. ضریب مثبت و معنی دار نرخ بیکاری بیانگر این است که بین بیکاری و مخارج نظام

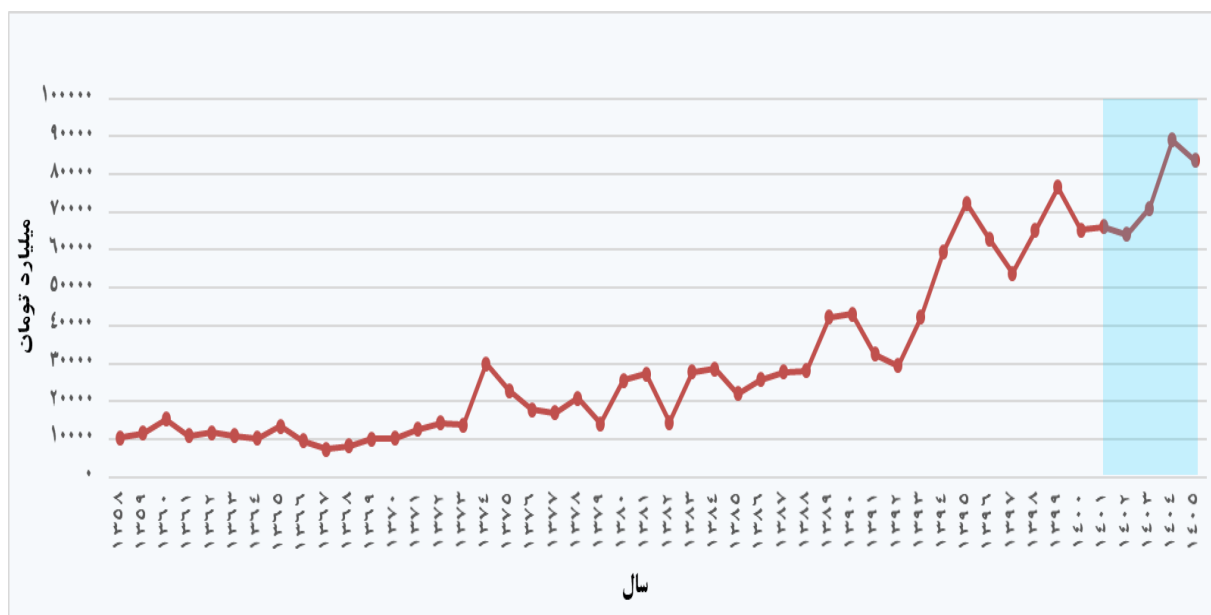
دهد. همان‌طور که در جدول شماره پنج مشاهده می‌شود، ضریب برآورد شده برابر با ۰/۲۱ بود که به این معنا است که در هر دوره به میزان ۰/۲۱ از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای دستیابی به تعادل بلندمدت تعدیل می‌گردد. به عبارتی بیش از چهار سال و کمتر از پنج سال طول می‌کشد که عدم تعادل -های کوتاه‌مدت از بین رفته و به رابطه بلندمدت خویش برسد. با توجه به اینکه ضریب هم‌جمعی از لحاظ آماری معنادار و مقدار آن بین صفر و منفی و یک است، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل نیز پذیرفته شد. همان‌طور که از نمودار شماره پنج و شش مشخص است، پیش‌بینی نرخ سالمندی حاکی از افزایش پیوسته تا سال ۱۴۰۵ است که طبق انتظار بود؛ اما مخارج نظام سلامت، که به شکل واقعی یا تورم‌زدایی شده پیش‌بینی شد، نشان از افزایش به شکل روند کلی داشت، اما در طی سال‌های آینده با نوساناتی همراه خواهد بود. طبق برآورد انتظاری رود نرخ سالمندی از ۱۰/۴۳ در سال ۱۴۰۰ تا سال ۱۴۰۵ به نرخ ۱۱/۴۹ درصد برسد که حدود یک درصد رشد را نسبت به سال ۱۴۰۰ نشان می‌دهد. مخارج نظام سلامت نیز با رشد حدود ۲۸ درصدی از ۶۵ هزار میلیارد تومان در سال ۱۴۰۰ به میزان ۸۳ هزار میلیارد تومان در سال ۱۴۰۵ خواهد رسید. همان‌طور که از نمودار شماره پنج و شش مشخص است، پیش‌بینی نرخ سالمندی حاکی از افزایش پیوسته تا سال ۱۴۰۵ است که مطابق با انتظار بود؛ اما مخارج نظام سلامت، که به شکل واقعی یا تورم‌زدایی شده پیش‌بینی شد، نشان از افزایش به شکل روند کلی داشت، اما در طی سال‌های آینده با نوساناتی همراه خواهد بود. طبق برآورد انتظاری رود نرخ سالمندی از ۱۰/۴۳ در سال ۱۴۰۰ تا سال ۱۴۰۵ به نرخ ۱۱/۴۹ درصد برسد که حدود یک درصد رشد را نسبت به سال ۱۴۰۰ نشان می‌دهد. مخارج نظام سلامت نیز با رشد حدود ۲۸ درصدی از ۶۵ هزار میلیارد تومان در سال ۱۴۰۰ به میزان ۸۳ هزار میلیارد تومان در سال ۱۴۰۵ خواهد رسید.

ضریب مثبت و معنی‌دار نرخ ارز بیانگر این است که بین نرخ ارز و مخارج نظام سلامت ایران ارتباط مثبت وجود دارد. اگر تعداد پزشکان یک واحد افزایش یابد، مخارج نظام سلامت به مقدار ۰/۱۳ واحد در همان جهت افزایش می‌یابد. ضریب مثبت و معنی‌دار تعداد پزشکان بیانگر این است که بین تعداد پزشکان و مخارج نظام سلامت ایران ارتباط مثبت وجود دارد. اگر نرخ شهرنشینی یک واحد افزایش یابد، مخارج نظام سلامت به مقدار ۰/۳۸ واحد در همان جهت افزایش می‌یابد. ضریب مثبت و معنی‌دار نرخ شهرنشینی بیانگر این است که بین نرخ شهرنشینی و مخارج نظام سلامت ایران ارتباط مثبت وجود دارد. اگر نرخ سالمندی یک واحد افزایش یابد، مخارج نظام سلامت به مقدار ۰/۷۱ واحد در همان جهت افزایش می‌یابد. ضریب مثبت و معنی‌دار نرخ سالمندی بیانگر این است که بین نرخ سالمندی و مخارج نظام سلامت ایران ارتباط مثبت وجود دارد. برآورد الگوی تصحیح خطا: وجود هم‌جمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری کاربرد مدل‌های تصحیح خطا است. روش خودبازگشت توزیع شده برای بررسی انحراف کوتاه‌مدت متغیرها از مقادیر تعادلی خود، الگوی تصحیح خطا (ECM) را برای تنظیم رابطه بلندمدت تنظیم و برآورد می‌کند. به دلیل اثبات شدن رابطه بلندمدت، به بررسی مدل تصحیح خطا در رگرسیون‌ها پرداخته شده است. نتایج حاصل از تخمین مدل تصحیح خطا در جدول شماره پنج ارائه شده است. در مدل تصحیح خطا، ضریب جمله $ECM(-1)$ سرعت تعدیل به سمت تعادل را نشان می‌دهد که از نظر علامت انتظار بر این بود که منفی باشد. [۵]

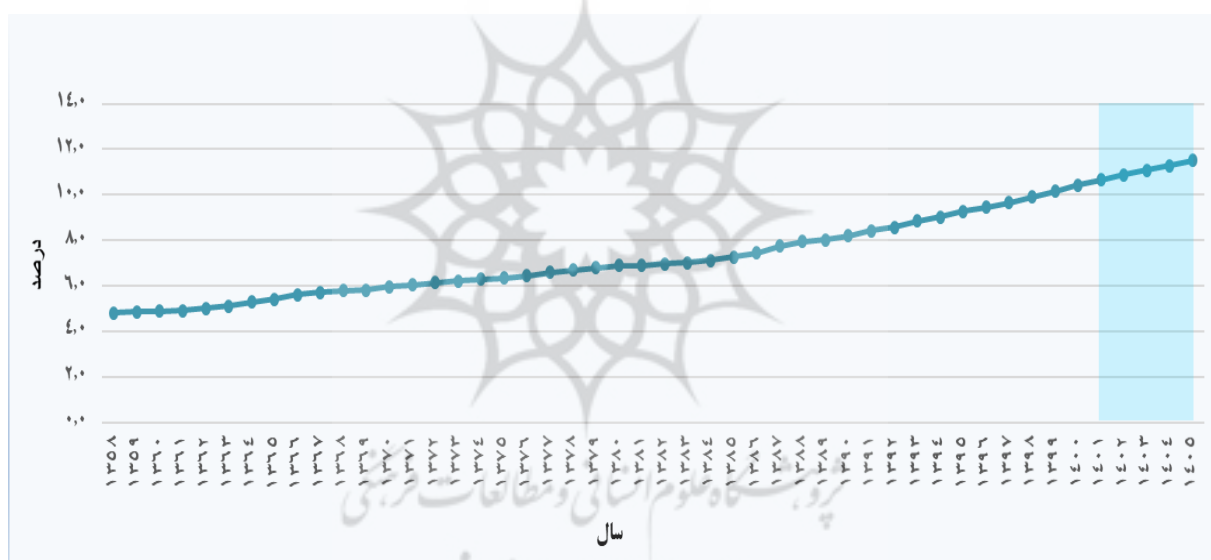
جدول ۶: ضریب مربوط به الگوی تصحیح خطا

متغیر	ضریب	آماره t	انحراف معیار	احتمال
ضریب تصحیح خطا	-۰/۲۱	-۱/۵۹	۰/۱۳۲	۰/۰۰

آنچه در مدل تصحیح خطا مورد توجه است ضریب تصحیح خطا است که سرعت تعدیل فرایند عدم تعادل را نشان می‌-



نمودار ۵: پیش‌بینی مخارج نظام سلامت در ایران تا سال ۱۴۰۵



نمودار ۶: پیش‌بینی نرخ سالمندی در ایران تا سال ۱۴۰۵

که نتیجه‌ای قابل پیش‌بینی بود. مخارج سلامت در ایران روند افزایشی را نشان داد. این روند افزایشی در مقایسه با سایر کشورها روند همسویی است. طبق آمارهای جهانی، نسبت مخارج سلامت به تولید ناخالص داخلی در جهان از ۸/۶ درصد در سال ۲۰۰۰ میلادی به ۱۰/۸ درصد در سال ۲۰۲۰ رسیده‌است و در بازه مشابه این نسبت برای ایران از ۴/۷ درصد به ۵/۳ درصد رسیده‌است که در مقایسه با نرخ جهانی افزایش کمتری را نشان می‌دهد؛ [۴،۶] صرف نظر از همه گیری کووید ۱۹ که عامل مشترک افزایش مخارج سلامت

یافته‌های به‌دست آمده در دسته‌بندی سه‌گانه قرار گرفت: الف) متغیرهای اقتصادی شامل بیکاری، نرخ ارز، تورم، تولید ناخالص داخلی؛ ب) متغیرهای جمعیت‌شناسی شامل شهرنشینی و سالمندی؛ ج) متغیرهای حوزه سلامت شامل تعداد تخت‌های بیمارستانی و تعداد پزشکان و سالمندی. البته سالمندی را می‌توان به‌عنوان متغیر چندبعدی در نظر گرفت. یافته‌ها حاکی از این بود که تمام متغیرها در دوره مورد بررسی اثر مثبت و معناداری بر مخارج نظام سلامت داشته‌اند

در جهان و ایران است. یکی از عوامل عمده در افزایش مخارج سلامت در ایران اجرای طرح تحول سلامت است. [۳] سالمندی، به‌عنوان متغیر محوری و مورد سؤال در این مطالعه، اثر مثبتی بر مخارج نظام سلامت در طی دوره مورد بررسی داشت؛ به‌طوری‌که به‌ازای یک درصد افزایش در سالمندی براساس قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۰، مخارج نظام سلامت به میزان ۷۱۰ میلیارد تومان رشد داشته‌است. نسبت سالمندی با مخارج نظام سلامت همراه با ازدیاد بیماری‌های مزمن، مراقبت‌های طولانی‌مدت و بیماری‌های منجر به بستری است. بدیهی است که مواجهه نظام سلامت با این موارد، مخارج را در حوزه درمان افزایش خواهد داد. البته مخارج سالمندی از راه‌های مختلف قابل پیشگیری و کاهش است. ترویج سبک زندگی سالم و نظام بیمه‌ای مناسب و مبتنی بر نظام ارجاع می‌تواند از مراجعات مکرر و هزینه‌های چندباره در نظام سلامت جلوگیری کند. مقایسه نتایج به‌دست‌آمده با سایر مطالعات در زمینه سالمندی و مخارج نظام سلامت نشان داد که اغلب مطالعات داخلی و خارجی به رابطه مثبتی بین سالمندی و مخارج نظام سلامت دست یافته‌اند. [۷-۱۸] برای مثال در زمینه مطالعات داخلی می‌توان به مطالعه یحیوی دیزج و همکاران [۷] و عبدالله میلانی و همکاران [۸] اشاره کرد. نتایج این مطالعات با نتایج این مطالعه همسو بود. البته مطالعه رضایی و همکاران [۹] اثر منفی و غیرمعناداری از نظر آماری بین نرخ سالمندی و مخارج سلامت در ایران به‌دست آورده اند که یافته‌های مطالعه مذکور با نتایج این مطالعه همسو نیست. دلیل این عدم همسویی تا حدودی مربوط به بازه زمانی این دو مطالعه است. جمعیت در ایران، برخلاف کشورهای توسعه‌یافته، هنوز در مرحله ثابت قرار نگرفته‌است و در مرحله گذار قرار دارد و بازه مطالعه رضایی و همکاران [۹] در زمانی صورت گرفته که تعداد سالمندان و نرخ آن در جامعه ایران در مقایسه با مطالعه کنونی به مراتب کمتر بوده‌است و دست نیافتن به رابطه معنی‌دار آماری می‌تواند توجیه‌پذیر باشد. به نظر می‌رسد با توجه به روند جمعیتی ایران، عمده مخارج ناشی از سالمندی در سال‌های آتی با ورود کشور به فاز سالمندی به‌وجود بیاید. بررسی مطالعات خارجی نیز نشان داد

که عمده اثر یافت‌شده برای کشورهای توسعه‌یافته [۱۰-۱۲]، کشورهای نوظهور [۱۳، ۱۴] و در حال توسعه [۱۵، ۱۶] مثبت است. مورد استثنا برای کشورهای در حال توسعه، مطالعه الفاروق و همکاران [۱۷] است که رابطه معناداری بین سالمندی و مخارج به‌دست نیاورده‌است که احتمالاً به‌دلیل بازه مورد مطالعه باشد. مطالعاتی که به‌شکل بین‌کشوری نیز این موضوع را مورد بررسی قرار داده‌اند به رابطه مثبتی بین این دو متغیر دست یافته‌اند. [۱۸] به‌نظر می‌رسد رابطه سالمندی و مخارج سلامت عمدتاً تابع وضعیت جمعیتی یک کشور باشد. هرچه میزان سالمندی در یک کشور بیشتر باشد، احتمال وجود اثر معنادار و مثبت این متغیر با مخارج سلامت بیشتر است. در این مطالعه، اثر تولید ناخالص داخلی بر مخارج، مثبت بود که با عمده مطالعات مورد بررسی همسو بود. تولید ناخالص داخلی، عامل بسیار مهمی برای توضیح تفاوت کشورهای در سطح و رشد کل مخارج در نظام سلامت شناخته شده‌است [۱۹] و براساس برخی مطالعات، بیش از ۹۰ درصد تغییرات مخارج در نظام سلامت با تغییرات GDP سرانه توضیح داده می‌شود. [۲۰، ۱۷] یافته‌های این مطالعه نشان داد که بین نرخ شهرنشینی و مخارج نظام سلامت ایران ارتباط مثبت وجود دارد. شهرنشینی، به‌عنوان اثر غالب جمعیتی در ایران و جهان، عمدتاً با توسعه نظام‌های بیمارستانی و خدمات درمانی همراه است و این اثر مثبت نیز قابل پیش‌بینی بود. برخی تحقیقات، نرخ شهرنشینی را به‌عنوان متغیر اثرگذار بر مخارج در نظام سلامت در نظر گرفته و تأثیر مثبت یا منفی آن را بر این مخارج نشان داده‌اند. [۲۱-۲۳] شهرنشینی نیز، به‌عنوان دیگر متغیر مورد استفاده در مدل، ارتباط مثبتی با مخارج نشان داد که با مطالعه مگزنو و همکار [۲۲] هم‌راستا است. تورم و بیکاری، که در نرخ‌های بالا به عنوان عوامل نامطلوب اقتصادی شناخته می‌شوند، در دوره مورد بررسی اثر مثبت یعنی فزاینده‌ای بر مخارج نظام سلامت داشتند. مخارج نظام سلامت از ناحیه تورم افزایش بیشتری نشان داد. تورم، به‌عنوان متغیری چندبعدی، هم‌زمان موجب افزایش نااطمینانی و هزینه‌ها خواهد شد. نرخ ارز نیز، به‌عنوان متغیر کلیدی، اثر مثبتی بر

نظام سلامت نیز گویای این موضوع بود که مخارج واقعی حدود ۲۸ درصد رشد خواهد داشت که بر مبنای ثبات سایر شرایط در نظر گرفته شد و پویایی شرایط می‌تواند تغییرات زیادی در میزان مخارج ایجاد کند. نتایج به‌دست آمده برای نظام سلامت، از افزایش مخارج نظام سلامت از ناحیه سالمندی حکایت کرد که به‌ازای هر سالمند در پنج سال مورد نظر، براساس قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۰، یک میلیون و ۴۱۴ هزار تومان به مخارج نظام سلامت اضافه خواهد شد. اگر قیمت دلار سال ۱۳۹۰ را در نظر گرفته شود که براساس آمارهای بانک مرکزی نرخ رسمی ۱۰۹۶۲ ریال اعلام شده است، معادل دلاری مخارج سرانه هر سالمند در این بازه ۱۲۹۰ دلار خواهد بود. باید توجه داشت که تا سال پیش‌بینی شده یعنی سال ۱۴۰۵ هنوز کشور میان‌سال است و از سال‌های بعدی به‌سمت نرخ‌های بالاتری از سالمندی حرکت خواهد کرد؛ از این رو پیش‌بینی صورت گرفته از میزان مخارج برای سال‌های بعد از بازه زمانی مورد نظر، مقدار کمتری را نشان داد. جهت کاهش نرخ افزایش مخارج نظام سلامت از ناحیه سالمندی باید راهکارهای متعددی در نظر گرفت. البته در نظر نگارندگان، مهم‌ترین و مؤثرترین راهکار برای کاهش اثرات سالمندی، ایجاد اشتغال فراوان با سطوح درآمدی بالاست تا بتواند نسبت جوانی جمعیت مناسب و تکافوی صندوق‌های بازنشستگی را تضمین کند و نرخ وابستگی در کشور را کاهش دهد. برای مطالعات آینده پیشنهاد می‌شود راهکارهای مورد مطالعه براساس روش‌های کیفی و کمی برای کاهش هزینه‌های احتمالی و اولویت‌بندی آنها برای اجرای سیاستی بررسی شود.

سالمندی و اخلاقیات

رعایت دستورالعمل‌های اخلاقی: این مطالعه از کمیته اخلاق دانشگاه علوم پزشکی ایران، کد اخلاق IR.IUMS.REC.1400.926 را دریافت کرده است.

حمایت مالی: این مطالعه با حمایت مالی مرکز تحقیقات علوم مدیریت و اقتصاد سلامت، پژوهشکده مدیریت سلامت دانشگاه علوم پزشکی ایران انجام شده است.

مخارج سلامت داشت که بعد از تورم دارای بیشترین اثر از نظر ضریب بود. وابستگی نظام سلامت و به‌طور کلی نظام تولیدی کشور به تجهیزات، مواد اولیه و واسطه‌ای و اقلام وارداتی دلیلی بر این اثر عمده می‌تواند باشد. ارتباط به‌دست آمده بین متغیرهایی مانند تورم و نرخ ارز یا به عبارت دیگر ارتباط مثبت این متغیرها با مخارج سلامت با مطالعات دیگر همسویی نشان داد. [۲۴،۲۵] نکته تأمل برانگیز این بود که اثر نرخ سالمندی بر مخارج سلامت در مقایسه با متغیرهایی مانند تورم و نرخ ارز کمتر بود که البته با توجه به ساختار اقتصاد ایران طبیعی به نظر می‌رسد (وابستگی تولید داخلی به واردات مواد اولیه و واسطه‌ای) و سیاست‌گذار باید برای کنترل مخارج نظام سلامت، بر تثبیت این دو متغیر در نرخ‌های بهینه تمرکز کند. بدون کنترل این دو متغیر، کنترل مخارج سلامت نیز بعید به نظر می‌رسد. بسیاری از تحقیقات، تعداد پزشک و تخت بیمارستانی را عامل تعیین‌کننده هزینه‌های سلامت مطرح کرده‌اند. برآورد مدل نشان داد که اثر این دو متغیر بر مخارج نظام سلامت مثبت است که نتایج با مطالعات مؤید فرد و همکاران [۲۶] و نوردین و همکاران [۲۷] همسو بود. یکی از محدودیت‌های مطالعه، که کار در حوزه کلان اقتصاد سلامت را دشوار می‌سازد، نبود پایگاه داده مناسب و در دسترس در ایران بود که البته تا حدودی با رجوع به سایر اسناد برطرف گشت. این مطالعه به برآورد اثر نرخ سالمندی بر مخارج نظام سلامت طی سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۴۰۰ پرداخت و مقادیر متغیرهای مخارج نظام سلامت و نرخ سالمندی را از سال ۱۴۰۱ تا سال ۱۴۰۵ پیش‌بینی کرد. نتایج به‌دست آمده حاکی از آن بود که هر درصد افزایش در نرخ سالمندی به طور متوسط ۷۱۰ میلیارد تومان مخارج نظام سلامت را در دوره بررسی شده افزایش داده است و پیش‌بینی می‌شود در سال ۱۴۰۵ این نرخ حدود ۱/۰۶ درصد رشد داشته باشد و مخارج نظام سلامت از ناحیه سالمندی حدود ۷۵۳ میلیارد تومان با قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ افزایش یابد. البته این رقم پیش‌بینی شده براساس ثبات سایر شرایط است و عوامل مختلفی مانند فناوری و سبک زندگی مرسوم در جامعه می‌تواند به کاهش یا افزایش آن دامن بزند. پیش‌بینی مخارج

گونه تضاد منافی در این پژوهش وجود ندارد.

تضاد منافع: نویسندگان این مقاله اعلام کرده‌اند که هیچ

References

1. United Nations Department of Economic and Social Affairs, Population Division. World population ageing 2020 highlights [Internet]. New York: United Nations; 2020 [cited 2020 Apr 11]. Available from: [URL not provided in original reference].
2. Kusheshi M, Khosravi A, Alizadeh M, Torkashvand M, Aghaei N. Aging population in Iran: Socio-economic, demographic and health characteristics of the elderly: Issues and challenges. Tehran: UNFPA; 2014 [cited 2022 Apr 12]. Available from: https://iran.unfpa.org/sites/default/files/pub-pdf/Population%20Ageing%20in%20I.%20R.%20Iran_2.pdf
3. Eisavi M, Moayedfard A. Budget trends and financing methods of the health sector in Iran: An operational proposal. *J Health Adm.* 2022;24(4):71-83. [In Persian] <https://doi.org/10.52547/jha.24.4.71>
4. Enders W. Applied econometric time series. 4th ed. Hoboken (NJ): John Wiley & Sons; 2008.
5. Cryer JD. Time series analysis. Boston: Duxbury Press; 1986.
6. The World Bank Group. World health organization global health expenditure database [Internet]. Washington (DC): The World Bank; 2023 [cited 2023 Aug 12]. Available from: <https://data.worldbank.org/indicator/SH.XPD.CHEX.GD.ZS>
7. Yahyavi Dizaj J, Emamgholipour S, Pourreza A, Nomanni F, Molemi S. Effect of aging on catastrophic health expenditure in Iran during the period 2007-2016. *Sci J Sch Public Health Inst Public Health Res.* 2018;16(3):216-27. [In Persian]
8. Abdulah Milani M, Mohammadi T, Tavossoli S. The determinants of health expenditures with an emphasis on population ageing: A country-level panel data analysis. *Econ Res J.* 2017;17(65):25-50. [In Persian]
9. Rezaei S, Fallah R, Karyani AK, Daroudi R, Zandiyani H, Hajizadeh M. Determinants of healthcare expenditures in Iran: evidence from a time series analysis. *Med J Islam Repub Iran.* 2016;30:313.
10. Lopreite M, Mauro M. The effects of population ageing on health care expenditure: a Bayesian VAR analysis using data from Italy. *Health Policy.* 2017;121(6):663-74. <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2017.03.015>
11. Di Matteo L. The macro determinants of health expenditure in the United States and Canada: assessing the impact of income, age distribution, and time. *Health Policy.* 2005;71(1):23-42. <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2004.05.007>
12. Hosoya K. Determinants of health expenditures: Stylized facts and a new signal. *J Mod Econ.* 2014;5(13):1171-80. <https://doi.org/10.4236/me.2014.513109>
13. Yang X, Li N, Mu H, Ahmad M, Meng X. Population aging, renewable energy budgets and environmental sustainability: Does health expenditure matter? *Gondwana Res.* 2022 Jun;106:303-14. <https://doi.org/10.1016/j.gr.2022.02.003>
14. Li L, Du T, Hu Y. The effect of population aging on healthcare expenditure from a healthcare demand perspective among different age groups: evidence from Beijing City in the People's Republic of China. *Risk Manag Healthc Policy.* 2020 Aug 31;13:1403-12. <https://doi.org/10.2147/RMHP.S271289>
15. Shakoor U, Rashid M, Baloch AA, Husnain MI, Saboor A. How aging population affects health care expenditures in Pakistan? A Bayesian VAR analysis. *Soc Indic Res.* 2021 Jan;153:585-607. <https://doi.org/10.1007/s11205-020-02500-x>
16. Boz C, Ozsarı SH. The causes of aging and relationship between aging and health expenditure: An econometric causality analysis for Turkey. *Int J Health Plann Manage.* 2020 Jan;35(1):162-70. <https://doi.org/10.1002/hpm.2845>
17. El-Farouk AE, Banjar FM, Karar HMO, Elamin FO. Determinants of public healthcare expenditure in Saudi Arabia. *Eur J Pharm Med Res.* 2016;3(12):85-93.
18. Ghaemi Asl M, Mirzaei Abbasabadi H. Age effects on health expenditures: a global view. *J Popul Ageing.* 2021 Jun;14:247-70. <https://doi.org/10.1007/s12062-020-09285-4>
19. Sen A. Is health care a luxury? New evidence from OECD data. *Int J Health Care Finance Econ.* 2005;5(2):147-64. <https://doi.org/10.1007/s10754-005-1866-4>
20. Souliotis K, Kartzi G, Athanasakis K, Golna C, Yfantopoulos J. Determinants of health care expenditure in Greece: Can primary health care impact on their evolution? *Int J Pharm Sci Res.* 2014;5(2):383-91.

21. Samadi A, Homaie RE. Determinants of healthcare expenditure in Economic Cooperation Organization (ECO) Countries: Evidence from panel cointegration tests. *Int J Health Policy Manag.* 2013 Jun;1(1):63-68. <https://doi.org/10.15171/ijhpm.2013.10>
22. Magazzino C, Mele M. The determinants of health expenditure in Italian regions. *Int J Financ Econ.* 2012;4(3):61-72. <https://doi.org/10.5539/ijef.v4n3p61>
23. Shao Q, Tao R, Luca MM. The effect of urbanization on health care expenditure: Evidence from China. *Front Public Health.* 2022 Feb 15;10:850872. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2022.850872>
24. Beheshti MB, Sojoudi S. The relationship between health expenditure and GDP in Iran. *J Econ Rev.* 2008;4(4):115-35. [In Persian]
25. Kordbache H, Ahmadi Z. Evaluation of the effect of exchange rate fluctuations on medical care price indexes in Iran. *J Healthc Manag Res.* 2017;4(8):17-27. [In Persian]
26. Moayedfard A, Ghorbani S, Sefiddashti SE. Health expenditure and its human capital determinants in Iran. *Iran J Public Health.* 2020 Nov;49(11):2189-93. <https://doi.org/10.18502/ijph.v49i11.4737>
27. Nordin N, Nordin N, Ahmad NA. The effects of the ageing population on healthcare expenditure: A comparative study of China and India. In: Buchory H, editor. *Proceedings of the 1st International Conference on Economics and Banking (ICEB-15)*; 2015 May 26-27; Jawa Barat, Indonesia. Amsterdam: Atlantis Press; 2015. p. 297-310. <https://doi.org/10.2991/iceb-15.2015.44>

