فصلنامهٔ علمی
جستارهای اقتصادی با رویکرد اسلامی
س۲۱، ش۴۱، بهار ۱۴۰۳
صفحات ۴۹-۹۵
مقاله پژوهشی

Journal of Economic Essays;
an
Islamic Approach
Vol.21, No.41, Spring 2024

# The Effect of Corruption, Uncertainty, the Internet, and COVID-19 on Happiness: a Case Study on Iran

Karim Eslamloueyan*
Hamid Kahromi**

**Extended Abstract**

**1. Introduction**

One of governments' key responsibilities is to enhance their citizens' and nations' life satisfaction, subjective well-being, or happiness. Recent advancements in the literature have viewed happiness as a collective right for citizens, thereby emphasizing the societal well-being that governments must ensure for every member of society. Furthermore, some argue that happiness is a national issue and that efforts should be made to ensure the happiness of the general public (Lee, 2022).

In addition to critical economic variables such as unemployment and economic growth, other factors such as corruption control, which is one of the institutional indicators and an essential component of good governance, can significantly impact the subjective well-being of society. Corruption has a psychological effect on happiness. People may feel shame when they feel that their actions cannot go through a legal and accountable system, for example, if someone receives a bribe (Li & An, 2020). This understanding can foster empathy and a deeper comprehension of the issue.

Another significant determinant is economic and political uncertainty, which can impact societal happiness in various manners. Uncertainty exerts a detrimental impact on investment, economic expansion, public confidence, and the aspiration for a more promising future. It can directly and indirectly shape individuals' and society's subjective well-being or happiness.

* Professor, Department of Economics, Shiraz University, Iran, (Corresponding author), keslamlo@rose.shirazu.ac.ir
** Tax Administration Office, Tehran, Iran, kahromihamid@yahoo.com.

The impact of Internet access on happiness in Iran is a complex issue that warrants further investigation. Internet access can enhance happiness in a country like Iran by improving life satisfaction. However, it is essential to note that it may also lead to frustration and disappointment, especially during harsh economic and non–economic sanctions, when people compare their living standards with those of other nations, negatively impacting their subjective well–being.

This research contributes to the existing literature on happiness in Iran by examining the effect of corruption as an essential indicator of institutional quality, economic and political uncertainty, access to the Internet, the COVID–19 crisis, and sanctions on subjective well–being in Iran. In addition, we include other control variables such as economic growth and unemployment.

**2. Method**

To investigate the main determinants of happiness in Iran, we propose estimating the following model:

$$HAP_t = F(LGDPP_t, WUI_t, COR_t, NET, UN_t, SAN_t, COVID19), \quad (1)$$

Equation (1) demonstrates that happiness (HAP)[1] is influenced by several factors, including LGDPP (logarithm of real gross domestic product per capita),[2] WUI (world uncertainty for Iran),[3] COR (corruption),[4] NET (internet access),[5] UN (unemployment rate),[6] SAN (US sanctions against Iran),[7] and COVID19 (the COVID–19 crisis).[8]

The model is estimated using the autoregressive distributed lag method (ARDL). Pesaran and Shin (1995) show that if the cointegration vector is obtained using the ARDL method, the least squares estimator is less biased and more efficient in small samples, provided the lags

1. Data source: The World Happiness Report (2024). (https://worldhappiness.report).
2 . Data source: https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators
3. Data source: https://worlduncertaintyindex.com/data/
4. It captures the corruption within the political system. Source: ICRG published by the Political Risk Services (PRS) Group.
5. Data source: https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators
6. Data source: https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators
7. Data source: Syropoulos et al. (2022).
8 . Data source: World Health Organization (WHO).

are specified correctly. Using the ARDL method also has the advantage of obtaining a consistent estimation of coefficients in the long–run model when our variables are integrated of order zero or one (i.e., I(0) or I(1)).[1] This method also allows us to specify the speed at which the deviation from equilibrium is corrected in each period. We consider the following ARDL($p,q_1,q_2,...,q_k$) model:[2]

$$HAP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i HAP_{t-i} + \sum_{j=0}^{q_1} \beta_{1j} LGDPP_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \beta_{2j} UN_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \beta_{3j} WUI_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4} \beta_{4j} COR_{t-j} + \sum_{j=1}^{q_5} \beta_{5j} NET_{t-j} + \beta_6 SAN + \beta_7 COVID19 + u_t, \quad (2)$$

where $\alpha$ and $\beta$s are parameters, $u_t$ represents the random disturbance term. By using information criteria such as Akaike Information Criterion (AIC), Schwarz Bayesian Criterion (SBC), and Hannan–Quinn Criterion (HQC), it is necessary to select appropriate lags (*p* and *q*) for the variables to estimate the short–run model. After choosing the appropriate ARDL model, the coefficients of the long–term model can be calculated. If there is a long–run equilibrium relationship among the variables, the following Error Correction Model (ECM) can be estimated:

$$A(L)\Delta HAP_t = B(L)\Delta X_t + (1-\Pi)\, ECT_{t-1} + \Gamma' Z_t + e_t. \quad (3)$$

In which, $A(L)= 1- \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - .... - \alpha_p L^p$

and $B(L)= 1 - \beta_{k1} L - \beta_{k2} L^2 - .... - \beta_{kj} L^{q_j}$ $(k=1,...,5)$, $\Pi = (\alpha_1 + \alpha_2 + .... + \alpha_p)$

Where $L$ is the polynomial lag operator, $\Gamma$ is the vector of parameters, and $e_t$ is the disturbance term. In this equation, $X=(LGDPP_t, WUI_t, COR_t, NET, UN_t)$, and $\Delta$ represents the first–order difference of the variable, $ECT_{t-1}$ is the error correction term, and $Z_t$ is the vector of deterministic variables such as constant value and exogenous variables with fixed lags like COVID–19 and SAN. The coefficient of the error correction term captures the speed of adjustment toward long–term equilibrium. The model was estimated for quarterly data from 2005Q1 to 2022Q4, and the bound test was used to check the cointegration among the variables.

1. We must ensure that no time series in our model is integrated of order two or higher.
2. For details see Pesaran and Pesaran (1997)

## 3. Results

Before estimating the model, we performed various unit root tests. The results rejected the null hypothesis of unit roots for the second difference of the variables, indicating the variables are integrated of order zero or one. Since we have a combination of I(0) and I(1) variables, we conducted the bound test for cointegration. The results confirm the presence of a long–run equilibrium relationship among variables. Moreover, we used the Akaike Information Criterion to choose the optimum lags for the short–run model.[1]

Furthermore, the Breusch–Godfrey serial correlation LM and the heteroskedasticity Harvey tests did not reject the null hypotheses of no serial correlation and homoskedasticity. The detailed results of these tests are presented in Table 1.

**Table 1. The serial correlation and heteroskedasticity tests**

| | | | |
|---|---|---|---|
| **(A) Breusch–Godfrey Serial Correlation LM Test– Null hypothesis: No serial correlation** | | | |
| F–statistic | 1.787593 | Prob. F(3,34) | 0.1681 |
| Obs R–squared | 8.719348 | Prob. Chi–Square(3) | 0.0333 |
| **(B) Heteroskedasticity Test: Harvey– Null hypothesis: Homoskedasticity** | | | |
| F–statistic | 1.221176 | Prob. F(26,37) | 0.2838 |
| Obs R–squared | 29.55665 | Prob. Chi–Square(26) | 0.2864 |
| Scaled explained SS | 20.99953 | Prob. Chi–Square(26) | 0.7420 |

Source: Authors' calculation

We have estimated three models: (1) a short–run model, (2) a long–run model, and (3) an error correction model (ECM). The estimation of the long–run model reported in Table 2 indicates that less corruption and higher access to the internet increase happiness. Moreover, world uncertainty and higher unemployment reduce subjective well–being. Our finding shows that economic growth is anti–happiness, a phenomenon potentially stemming from the unequal income distribution within the country. The short–run estimation indicates that sanctions and COVID–19 decrease happiness. Our error correction model shows that about

1. We refer the readers to the main manuscript for the results of unit root tests, diagnostic tests, the bound test for cointegration, and model stability tests.

89 percent of errors towards equilibrium are corrected in each period.[1] Our results underscore the role of fighting corruption, reducing uncertainty, and improving income equality in increasing subjective well−being in Iran.

**Table 2. The estimation of the long−run model. Happiness is the dependent variable**

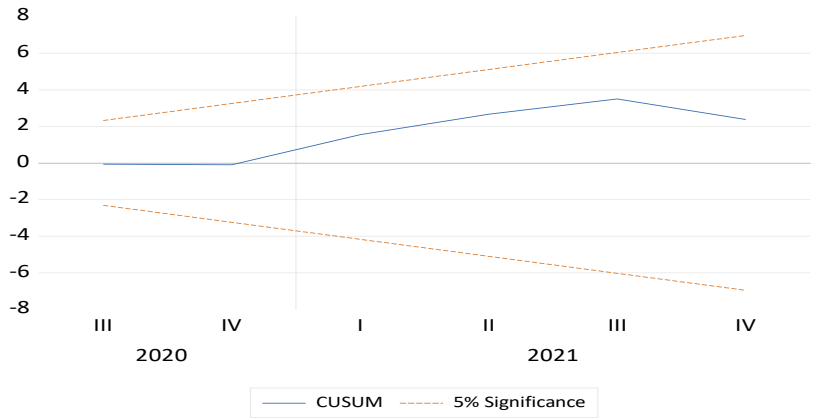
| Variable | Coefficeint | Standard Error | t−Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|
| **LGDPP** | −4.736207 | 0.733549 | −6.456561 | 0.0000 |
| **UN** | −0.056133 | 0.023537 | −2.384912 | 0.0223 |
| **WUI** | −2.328085 | 0.493086 | −4.721460 | 0.0000 |
| **NET** | 0.011836 | 0.003161 | 3.744307 | 0.0006 |
| **COR** | 0.767983 | 0.128301 | 5.985792 | 0.0000 |
| **C** | 49.66173 | 6.870018 | 7.228763 | 0.0000 |

Source: Authors' estimation

We examined the structural stability of the coefficients using two tests: the cumulative sum (CUSUM) and the cumulative sum of squares (CUSUMSQ). The first test checks for a systematic change in the estimated coefficients, while the second test investigates sudden and random departures from the constancy of the parameters. Figures 1 and 2 show the results of these tests, respectively. The regression equation is specified correctly if the CUSUM and CUSUMSQ lines do not cross the straight lines drawn at a 5% significance level. Our findings indicate that the model does not exhibit any structural instability.

1. We refer readers to the main manuscript for the estimation results of the short-run and error correction models. These results can also be obtained by contacting the corresponding author.

**Figure 1. Stability test: CUSUM (cumulative sum)**

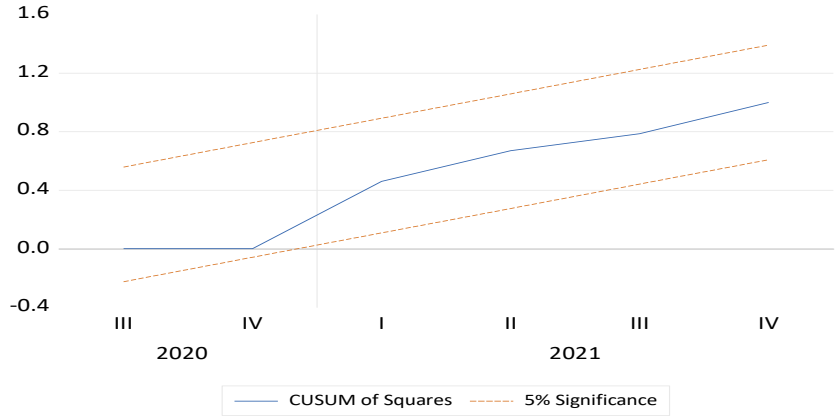



Source: Authors' calculation

Note: The figure exhibits a pair of straight lines drawn at a 5% significance level.

CUSUM does not cross the straight lines

**Figure 2. Stability test: CUSUMSQ (cumulative sum of squares)**




Source: Authors' calculation

Note: The figure exhibits a pair of straight lines drawn at a 5% significance level.

CUSUMSQ does not cross the straight lines

**4. Discussion and Conclusions**

The estimation results show that reducing corruption increases happiness in Iran. This result is

similar to the findings of Tayet al. (2014), Flavin (2019), Li and An (2020), Yan and Wen (2020), and Behera et al. (2024). Corruption can increase business transaction costs, destroy political trust, and reduce subjective well−being. Another finding indicates that the increase in world economic and political uncertainty for Iran negatively impacts happiness. This adverse effect is likely due to the psychological impact, which diminishes hope for a better future, and the negative implications on investment, employment, and economic conditions. Access to the Internet has been observed to contribute to increased well−being in countries such as Iran, which face severe economic and non−economic sanctions. This access not only enhances the comfort of individuals but also provides them with a valuable source of information.

In addition, the result shows that economic growth in Iran is anti−happiness, possibly due to the unequal distribution of growth among Iranians. Easterlin (1974) proposed the uncertainty about the relationship between income and happiness. According to some empirical evidence, an increase in income under certain conditions may not increase happiness. Frey and Stutzer (2002) consider this relationship to be complex. Yan and Wen (2020) also emphasize that corruption and increasing the income gap are crucial factors that reduce happiness.

Furthermore, the rise in unemployment leads to a decline in happiness in Iran. This finding is similar to the results of Clark and Oswald (1994), Blanchflower (2007), Agan et al. (2009), Abounoori and Asgarizadeh (2013), and Sameem and Buryi (2019). The effect of unemployment on subjective well−being is important, so Li and An (2020) show that reducing unemployment can even partially compensate for the reduction of happiness caused by corruption. This underscores the urgency of addressing unemployment to improve well−being in Iran.

The analysis of the short−term model indicates that the Covid−19 pandemic and sanctions have led to a decrease in happiness. It is imperative to not only consider the impact of variables such as employment and economic growth, but also to underscore the significance of combating corruption, enhancing society's access to the Internet, and reducing economic and political uncertainty to boost subjective well−being in Iran. These findings carry significant implications for policymakers endeavoring to enhance happiness.

**Key words**: Happiness, Corruption, World uncertainty, Internet, Sanctions, COVID−19, Iran.

**Classification JEL:** C22, E24, I31.

**References**


1. Abounoori, E., & Asgarizadeh, D. (2013). Macroeconomic factors affecting happiness. International Journal of Business and Development Studies, 5(1). 5–22.
2. Agan, Y., Sevinc, E., & Orhan, M. (2009). Impact of main macroeconomic indicators on happiness. *European Journal of Economic and Political Studies*, *2*(2), 13–21.
3. Behera, D. K., Rahut, D. B., Padmaja, M., & Dash, A. K. (2024). Socioeconomic Determinants of Happiness: Empirical Evidence from Developed and Developing Countries. *Journal of Behavioral and Experimental Economics*, 109, 102187.
4. Blanchflower, D. G. (2007), Is Unemployment more Costly than Inflation?, Worki ng Paper, No. 13505, National Bureau of Economic Research.
5. Clark, A. & Oswald, A. (1994). "Unhappiness and Unemployment." *Economic Journal*, 104 (424): 648–659.
6. Easterlin, R. A. (1974) ). Does economic growth improve the human lot? Some empirical evidence. In David, P. A. and Reder, M. W. (Eds.), *Nations and Households in Economic Growth*, Academic Press. https://doi.org/10.1016/B978–0–12–205050–3.50008–7.
7. Flavin, P. (2019). State government public goods spending and citizens' quality of life. *Social science research*, *78*, 28–40.
8. Frey, B. S. & Stutzer, A. (2002). *Happiness and Economics*. Princeton and Oxford: Princeton University Pres.
9. Ghorbani Dastgerdi, H., Yusof, Z. B., & Shahbaz, M. (2018). Nexus between economic sanctions and inflation: a case study in Iran. *Applied Economics*, *50*(49), 5316–5334.
10. Lee, S. J. (2022). *Public Happiness*, Springer Cham, Switzerland AG. https://doi.org/10.1007/ 978–3 –030–89643–0.
11. Li, Q., & An, L. (2020). Corruption Takes Away Happiness: Evidence from a Cross–National Study. *Journal of Happiness Studies*, *21*(2), 485–504.
12. Pesaran, M.H. & Shin, Y., (1995). "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis," Cambridge Working Papers in Economics 9514, Faculty of Economics, University of Cambridge.

13. Pesaran, M. Hashem and Pesaran, Bahram. (1997) *Working With Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis* (Oxford: Oxford University Press)
14. Pesaran, M.H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationship," *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326. https://doi.org/10.1002/jae.616.
15. Sameem, S., & Buryi, P. (2019). Impact of unemployment on happiness in the United States. *Applied Economics Letters*, 26(12), 1049–1052.
16. Syropoulos, C., G. Felbermayr, A. Kirilakha, E. Yalcin, Erdal, and Y.V. Yotov, (2022). The Global Sanctions Data Base – Release 3: COVID−19, Russia, and Multilateral Sanctions, School of Economics Working Paper Series 2022−11, LeBow College of Business, Drexel University.
17. Tay, L., Herian, M. N., & Diener, E. (2014). Detrimental effects of corruption and subjective well−being: Whether, how, and when. *Social Psychological and Personality Science*, *5*(7), 751–759.
18. Yan, B., & Wen, B. (2020). Income inequality, corruption, and subjective well−being. *Applied Economics*, 52(12), 1311−1326.

فصلنامهٔ علمی
جستارهای اقتصادی با رویکرد اسلامی
س۲۱، ش۴۱، بهار ۱۴۰۳
صفحات ۴۹-۹۵
مقاله پژوهشی

Journal of Economic Essays;
an
Islamic Approach
Vol.21, No.41, Spring 2024

# تأثیر فساد، نااطمینانی، اینترنت و بحران کوید ۱۹ بر شادکامی؛ مورد ایران

کریم اسلاملوییان*
حمید کهرمی**

## چکیده تفصیلی

### ۱.مقدمه

افزایش رضایتمندی یا رفاه ذهنی[1] یا احساس شادکامی[2] افراد و جوامع از وضعیت زندگی خود، یکی از اهداف اصلی دولت‌ها محسوب می‌شود. در ادبیات جدید، برخی شادکامی را به‌عنوان یک حق برای شهروندان در نظر می‌گیرند و درنتیجه، دولت‌ها موظف به تأمین آن برای تک‌تک افراد جامعه هستند. فراتر از آن، برخی معتقدند که شادکامی یک مقوله ملی است و باید در جهت خوشبختی و شادکامی عموم مردم تلاش شود (لی، ۲۰۲۲).

به منظور پر کردن خلأ ادبیات مربوط به شادکامی در ایران، این پژوهش به بررسی سهم فساد به‌عنوان یکی از شاخص‌های مهم کیفیت نهادی، نااطمینانی، دسترسی به اینترنت، بحران کرونا و همچنین، تحریم در رفاه ذهنی در ایران می‌پردازد که براساس بررسی‌های نگارندگان تاکنون در کشور انجام نشده است. دراین‌راستا، از دیگر متغیرهای کنترل مانند رشد اقتصاد و بیکاری نیز استفاده می‌شود.

### ۲. الگو و روش

برای بررسی تأثیر متغیرهای کلیدی بر ادراک شادکامی یا احساس رفاه ذهنی در ایران الگوی عمومی زیر معرفی می شود:

$$HAP_t = F(LGDPP_t, WUI_t, COR_t, NET, UN_t, SAN_t, COVID19), \qquad (۱)$$

* استاد، بخش اقتصاد، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران (نویسنده مسئول) keslamlo@rose.shirazu.ac.ir
** کارشناس سازمان امور مالیاتی kahromihamid@yahoo.com

1. Subjective well-being
2. Happiness

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۵/۰۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۵/۲۹

که در رابطه (۱) متغیر $HAP$ (شادکامی) [۱] تابعی از $LGDPP$ (لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه)[۲]، $WUI$ (نااطمینانی جهانی برای ایران) [۳]، $COR$ (فساد)[۴]، $NET$ (دسترسی به اینترنت)، $UN$ (نرخ بیکاری)[۵]، $SAN$ (تحریم های آمریکا علیه ایران) [۶] و $COVID19$ (بحران کوید۱۹) [۷] است.

الگو با روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی(ARDL) برآورد می شود. پسران و شین[۸] (۱۹۹۵) نشان می‌دهند که اگر بردار همجمعی از به‌کارگیری روش ARDL، در صورتی که وقفه‌ها به‌درستی تصریح شده باشند، به دست آید، برآوردگر حداقل مربعات در نمونه‌های کوچک نیز از تورش کمتر و کارایی بیشتری برخوردار است. همچنین، استفاده از روش ARDL این مزیت را دارد که می‌توان بدون توجه به وجود متغیرهای با درجه جمعی I(0) یا I(1) تخمین‌های سازگاری از ضرایب بلندمدت الگو را به‌دست آورد. همچنین، این روش حرکت از الگوی کوتاه‌مدت به بلندمدت را نیز مشخص می‌کند. الگوی ARDL$(p,q_1,q_2,...,q_k)$ زیر را در نظر می‌گیریم:[۹]

$$HAP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i HAP_{t-i} + \sum_{j=0}^{q_1} \beta_{1j} LGDPP_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \beta_{2j} UN_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \beta_{3j} WUI_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4} \beta_{4j} COR_{t-j} + \sum_{j=1}^{q_5} \beta_{5j} NET_{t-j} + \beta_6 SAN + \beta_7 COVID19 + u_t \quad (۲)$$

که در آن $\alpha$ها و $\beta$ ها پارامترهای الگو، $u_t$ نشان دهنده جزء اختلال تصادفی است. با به‌کارگیری معیارهای اطلاعاتی مانند، آکائیک[۱۰] (AIC)، شوارتز– بیزین[۱۱] (SBC)، و حنان– کوئین[۱۲] (HQC)لازم است که برای برآورد الگوی کوتاه‌مدت وقفه‌های مناسب ($p$ و $q$ها) برای متغیرها انتخاب شود. پس از انتخاب الگوی مناسب ARDL می‌توان ضرایب الگوی بلندمدت را محاسبه کرد. اگر رابطه تعادلی کوتاه‌مدت میان متغیرها وجود داشته باشد، می‌توان الگوی تصحیح خطای[۱۳] زیر را برآورد کرد:

---

۱. منبع داده: https://worldhappiness.report

۲. منبع داده: https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators

۳. منبع داده: https://worlduncertaintyindex.com/data/

۴. منبع داده: ICRG که توسط Political Risk Services (PRS) Group منتشر می شود.

۵. منبع داده های NET و UN: https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators

۶. منبع داده: Syropoulos et al. (2022)

۷. منبع داده: World Health Organization (WHO)

8 . Pesaran & Shin

۹. برای جزئیات به پسران و پسران (۱۹۹۷) مراجعه شود.

10. Akaike Information Criterion

11. Schwarz Bayesian Criterion

12. Hannan-Quinn Criterion

13. Error Correction Model (ECM)

$$A(L)\Delta HAP_t = B(L)\Delta X_t + (1-\Pi)\, ECT_{t-1} + \Gamma' Z_t + e_t \qquad (۳)$$

که در آن

$$A(L)= 1-\alpha_1 L -\alpha_2 L^2 -.... -\alpha_p L^p$$

و

$$B(L)= 1 - \beta_{k1}L - \beta_{k2}L^2 - .... - \beta_{kj}L^{q_j}\ (k=1,...,5),\ \Pi =(\alpha_1 + \alpha_2 + .... + \alpha_p)$$

$L$ عملگر چند جمله وقفه، $\Gamma$ بـرداری از پارامترهـا و $e_t$ جملـه اخـتلال مـی‌باشـد. در ایـن رابطـه $X=(LGDPP_t, WUI_t, COR_t, NET, UN_t)$, و $\Delta$ نشان‌دهنده تفاضل مرتبه اول متغیر و $ECT_{t-1}$ جمله تصحیح خطا و $Z_t$ برداری از متغیرهای قطعی ماننـد مقـدار ثابـت و متغیرهـای بـرون‌زا بـا وقفه‌های ثابت مانند *COVID19* و SAN می‌باشد. ضریب جمله تصحیح خطا بیان‌کننـده سـرعت حرکت به‌سوی تعادل بلندمدت است. الگو برای داده‌های فصلی طـی دوره ۱۳۸۴—۱۴۰۱ بـرآورد و جهت بررسی همجمعی میان متغیرها از آزمون کرانه استفاده شده است.

## ۳. نتایج

قبل از برآورد الگو ایستایی متغیرها بررسی شده است. آزمون ریشه واحد بـرای تفاضـل مرتبـه دوم متغیرها با داده‌های فصلی نشان می‌دهد که فرضیه صفر وجود ریشه واحـد بـرای همـه متغیرهـا رد می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، متغیرهای به‌کارگرفته‌شده یا دارای درجه جمعی صـفر I(0) یـا یـک I(1) هستند. برای برآورد الگوی کوتاه‌مدت وقفه‌های بهینه برای متغیرها بـا اسـتفاده از معیـار آکائیـک انتخاب شده است. چون دراین‌الگو با ترکیبی از متغیرهای I(0) و I(1) روبه‌رو هسـتیم، از آزمـون کرانه برای بررسی همجمعی استفاده و نشان داده شده که رابطه همجمعـی میـان متغیرهـای وجـود دارد.[1] همچنین نتیجه آزمون LM بروش-گادفری نشان می‌دهد که فرضیه صفر عدم خودهمبستگی سریالی نمی‌شود. همچنین، عدم رد فرضیه صفر در آزمون هاروی نشان می‌دهد که مشـکل واریـانس ناهمسانی در الگو وجود ندارد. نتایج این آزمون ها در جدول (۱) ارائه شده است.

**جدول (۱) آزمون های خود همبستگی و واریانس ناهمسانی**

| | | | |
|---|---|---|---|
| **Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test- Null hypothesis: No serial correlation (A)** | | | |
| F-statistic | 1.787593 | Prob. F(3,34) | 0.1681 |
| Obs R-squared | 8.719348 | Prob. Chi-Square(3) | 0.0333 |
| **Heteroskedasticity Test: Harvey- Null hypothesis: Homoskedasticity (B)** | | | |
| F−statistic | 1.221176 | Prob. F(26,37) | 0.2838 |
| Obs R−squared | 29.55665 | Prob. Chi−Square(26) | 0.2864 |
| Scaled explained SS | 20.99953 | Prob. Chi−Square(26) | 0.7420 |

منبع: محاسبات نویسندگان

۱. نتایج مربوط به انتخاب وقفه های بهینه، آزمون های ایستایی، آزمون های تشخیصی، و آزمون کرانه برای همجمعی در مقاله اصلی ارائه شده است.

نتایج برآورد الگوی بلند مدت در جدول (۲) نشان می‌دهد که کاهش فساد و دسترسی به اینترنت نقش مهمی در افزایش شادکامی در ایران دارد. همچنین، نااطمینانی جهانی برای ایران، افزایش بیکاری، و تحریم باعث کاهش شادکامی می‌شود. یافته‌ها نشان می‌دهد رشد اقتصادی در ایران ضدشادکامی است که می‌تواند ناشی از توزیع ناعادلانه آن در زندگی مردم باشد. الگوی کوتاه‌مدت بیان‌کننده این است که کرونا و تحریم، شادکامی را کم کرده است. براساس الگوی تصحیح خطا در هر دوره ۸۹ درصد انحراف از تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.[۱]

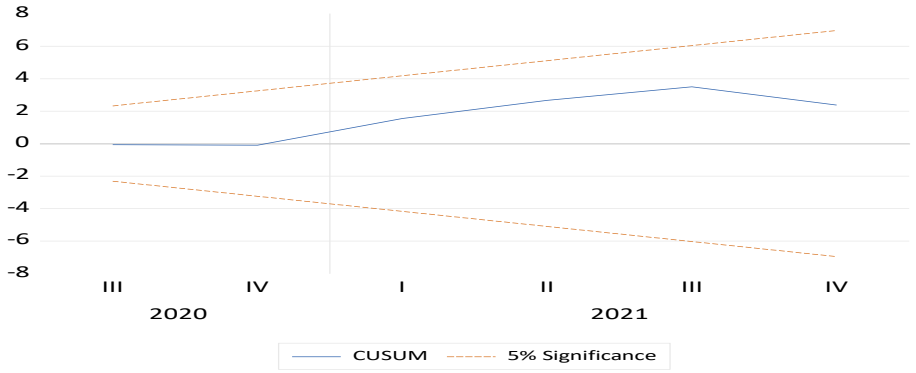
**جدول (۲) برآورد الگوی بلند مدت. متغیر توضیحی شادکامی (HAP)**

| متغیر | ضرائب | خطای معیار | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|---|
| **LGDPP** | -4.736207 | 0.733549 | -6.456561 | 0.0000 |
| **UN** | -0.056133 | 0.023537 | -2.384912 | 0.0223 |
| **WUI** | -2.328085 | 0.493086 | -4.721460 | 0.0000 |
| **NET** | 0.011836 | 0.003161 | 3.744307 | 0.0006 |
| **COR** | 0.767983 | 0.128301 | 5.985792 | 0.0000 |
| **C** | 49.66173 | 6.870018 | 7.228763 | 0.0000 |

منبع: محاسبات نویسندگان

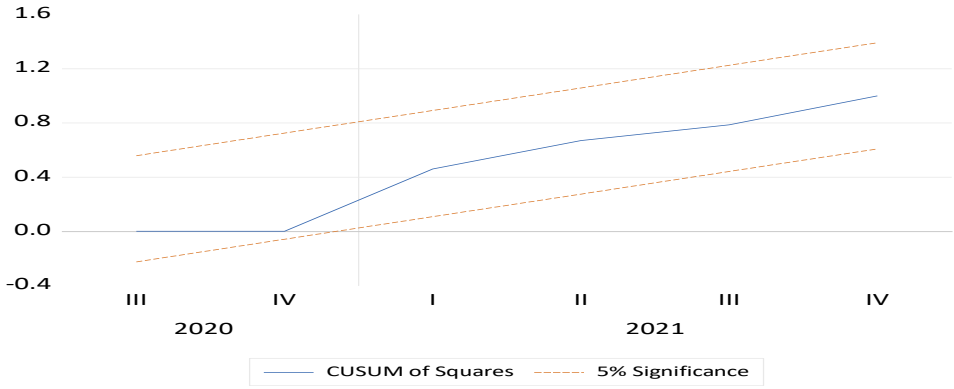
اکنون ثبات ساختاری پارامترهای الگوی تصحیح خطا با استفاده از دو آزمون CUSUM و CUSUMSQ بررسی می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که بی‌ثباتی در الگو وجود ندارد. آزمون اول نشان می‌دهد که آیا تغییر سیستماتیک یا نظام‌مند در ضرایب برآوردشده وجود دارد. درصورتی‌که آزمون دوم به بررسی این موضوع می‌پردازد که آیا پارامتر ثابت یک انحراف ناگهانی و تصادفی داشته است. نتایج این آزمون‌ها به‌ترتیب در نمودارهای ۱ و ۲ نشان داده شده است. درصورتی‌که CUSUM و CUSUMSQ از دو خط مرزی در سطح معناداری ۵ درصد عبور نکند، نشان می‌دهد که معادله رگرسیونی درست مشخص شده است. نتیجه این آزمون‌ها نشان‌دهنده ثبات الگو می‌باشد.

۱. نتایج برآورد الگوهای کوتاه مدت و تصحیح خطا در پیوست مقاله اصلی ارائه شده است.




**نمودار ۱: آزمون ثبات CUSUM**

منبع: محاسبات نویسندگان




**نمودار ۲: آزمون ثبات CUSUMSQ**

منبع: محاسبات نویسندگان

## ۴. نتیجه گیری

نتایج برآوردها نشان می‌دهد که کاهش فساد باعث افزایش شادکامی در ایران می‌شود. این نتیجه مشابه یافته‌های تای و دیگران[1] (۲۰۱۴)، فلین[2] (۲۰۱۹)، لای و آن[3] (۲۰۲۰)، یان و ون[4] (۲۰۲۰) و بهرا و دیگران[5] (۲۰۲۴) است. فساد می‌تواند هزینه‌های معاملاتی را برای کسب‌وکارها افزایش

1. Tay et al.
2. Flavin
3. Li and An
4. Yan and Wen
5. Behera et al.

دهد، اعتماد سیاسی را تخریب کند و ازطرق مختلف رفاه ذهنی را کاهش دهد. نتیجه نشان می‌دهد رشد اقتصادی در ایران ضدشادکامی است که می‌تواند ناشی از توزیع ناعادلانه رشد در زندگی مردم باشد. عدم‌قطعیت ارتباط میان درآمد و شادمانی توسط استرلین (۱۹۷۴) مطرح شده است. براساس برخی شواهد تجربی، افزایش درآمد تحت شرایطی ممکن است باعث افزایش شادمانی نشود؛ به‌طوری‌که فری و استوتزر[1] (۲۰۰۲) این رابطه را پیچیده می‌دانند. یان و ون[2] (۲۰۲۰) نیز بر این نکته تأکید می‌کنند که فساد و افزایش شکاف درآمدی دو عامل اثرگذار برای کاهش احساس خوشبختی افراد هستند.

همچنین، افزایش بیکاری باعث کاهش شادکامی در ایران می‌شود. این یافته مشابه نتیجه کلارک و اوسوالد[3] (۱۹۹۴)، لانچفلاور[4] (۲۰۰۷)، آگان، ودیگران[5] (۲۰۰۹)، ابونوری و عسگری‌زاده[6] (۲۰۱۳)، و ساميم و بوری[7] (۲۰۱۹) است. تأثیر بیکاری بر رفاه ذهنی از اهمیت برخوردار است؛ به‌طوری‌که لای و آن[8] (۲۰۲۰) نشان می‌دهند که کاهش بیکاری حتی می‌تواند بخشی از کاهش شادکامی ناشی از فساد را جبران کند.

یکی دیگر از یافته‌ها این است که با زیاد شدن نااطمینانی جهانی برای کشور ایران در حوزه‌های اقتصادی و سیاسی در کوتاه‌مدت و بلندمدت، احساس خوشبختی جامعه کاهش می‌شود. اثر مستقیم و غیرمستقیم نااطمینانی بر شادکامی ازطریق اثر روانی مانند امید به آینده و همچنین، تأثیر آن بر سرمایه گذاری، بیکاری و شرایط رفاهی و اقتصادی جامعه مطابق انتظار است. برآورد الگوی کوتاه‌مدت نشان می دهد که همه‌گیری کرونا و تحریم‌ها باعث کاهش شادکامی شده است. به‌عنوان توصیه سیاستی، افزون‌بر توجه به تأثیر دیگر متغیرها مانند اشتغال و رشد، لازم است که به اهمیت مبارزه با فساد، افزایش دسترسی جامعه به اینترنت و همچنین، کاهش نااطمینانی اقتصادی و سیاسی برای بهبود رفاه ذهنی جامعه توجه شود.

**واژگان کلیدی**: نااطمینانی، فساد، اینترنت، کوید ۱۹، رشد اقتصادی، شادکامی، ایران.

طبقه‌بندی **JEL**: C22, E24, I31.

1. Frey and Stutzer
2. Yan and Wen
3. Clark & Oswald
4. Blanchflower
5. Agan et al.
6. Abounoori & Asgarizadeh
7. Sameem & Buryi
8. Li and An

**References**


1. Abounoori, E., & Asgarizadeh, D. (2013). Macroeconomic factors affecting happiness. International Journal of Business and Development Studies, 5(1). 5-22.
2. Agan, Y., Sevinc, E., & Orhan, M. (2009). Impact of main macroeconomic indicators on happiness. *European Journal of Economic and Political Studies*, *2*(2), 13-21.
3. Behera, D. K., Rahut, D. B., Padmaja, M., & Dash, A. K. (2024). Socioeconomic Determinants of Happiness: Empirical Evidence from Developed and Developing Countries. *Journal of Behavioral and Experimental Economics*, 109, 102187.
4. Blanchflower, D. G. (2007), Is Unemployment more Costly than In flation?, Working Paper,
   No. 13505, National Bureau of Economic Research.
5. Clark, A. & Oswald, A. (1994). "Unhappiness and Unemployment." *Economic Journal*, 104 (424): 648-659.
6. Easterlin, R. A. (1974) ). Does economic growth improve the human lot? Some empirical evidence. In David, P. A. and Reder, M. W. (Eds.), *Nations and Households in Economic Growth*, Academic Press. https://doi.org/10.1016/B978-0-12-205050-3.50008-7.
7. Flavin, P. (2019). State government public goods spending and citizens' quality of life. *Social science research*, *78*, 28-40.
8. Frey, B. S. & Stutzer, A. (2002). *Happiness and Economics*. Princeton and Oxford: Princeton University Pres.
9. Ghorbani Dastgerdi, H., Yusof, Z. B., & Shahbaz, M. (2018). Nexus between economic sanctions and inflation: a case study in Iran. *Applied Economics*, *50*(49), 5316-5334.
10. Lee, S. J. (2022). *Public Happiness*, Springer Cham, Switzerland AG. https://doi.org/10.1007/ 978-3 -030-89643-0.
11. Li, Q., & An, L. (2020). Corruption Takes Away Happiness: Evidence from a Cross-National Study. *Journal of Happiness Studies*, *21*(2), 485–504.

12. Pesaran, M.H. & Shin, Y., (1995). "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis," Cambridge Working Papers in Economics 9514, Faculty of Economics, University of Cambridge.
13. Pesaran, M. Hashem and Pesaran, Bahram. (1997) *Working With Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis* (Oxford: Oxford University Press).
14. Pesaran, M.H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationship," *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326. https://doi.org/10.1002/jae.616.
15. Sameem, S., & Buryi, P. (2019). Impact of unemployment on happiness in the United States. *Applied Economics Letters*, 26(12), 1049–1052.
16. Syropoulos, C., G. Felbermayr, A. Kirilakha, E. Yalcin, Erdal, and Y.V. Yotov, (2022). The Global Sanctions Data Base - Release 3: COVID-19, Russia, and Multilateral Sanctions, School of Economics Working Paper Series 2022-11, LeBow College of Business, Drexel University.
17. Tay, L., Herian, M. N., & Diener, E. (2014). Detrimental effects of corruption and subjective well-being: Whether, how, and when. *Social Psychological and Personality Science*, *5*(7), 751–759.
18. Yan, B., & Wen, B. (2020). Income inequality, corruption, and subjective well-being. *Applied Economics*, 52(12), 1311-1326.

### ۱. مقدمه

افزایش رضایتمندی یا رفاه ذهنی[1] یا احساس شادکامی[2] افراد و جوامع از وضعیت زندگی خود، یکی از اهداف اصلی دولت‌ها محسوب می‌شود. در ادبیات جدید، برخی شادکامی را به‌عنوان یک حق برای شهروندان در نظر می‌گیرند و درنتیجه، دولت‌ها موظف به تأمین آن برای تک‌تک افراد جامعه هستند. فراتر از آن، برخی معتقدند که شادکامی یک مقوله ملی است و باید در جهت خوشبختی و شادکامی عموم مردم تلاش شود (لی،[3] ۲۰۲۲).

درخصوص مفهوم شادمانی بحث‌های زیادی در ادبیات شده است. عموماً این مفهوم در حوزه روان‌شناسی بررسی شده اما به دیگر حوزه‌ها نیز مربوط است. شادکامی ارتباط تنگاتنگی با رفاه ذهنی دارد؛ به‌طوری‌که برخی آن را یکی گرفته‌اند. احساس شادکامی به ویژگی‌های شخصیتی و باورهای فردی نیز بستگی دارد (داینر و لوکاس،[4] ۱۹۹۹ و آرگیل،[5] ۲۰۰۱). نگرش فرد و جامعه در ادراک فرد و جامعه از رفاه ذهنی و شادمانی نقش دارد. به‌طورکلی، احساس شادکامی و رضایت از زندگی تحت تأثیر عوامل اقتصادی و غیراقتصادی مانند دین و فرهنگ قرار می‌گیرد. تاو و داینر[6] (۲۰۰۷) می‌نویسند: رفاه یا بهزیستی ذهنی (SWB) نشان‌دهنده ارزیابی و رضایت افراد از زندگی است. آنها نتیجه می‌گیرند که حداقل بخشی از رفاه ذهنی تحت تأثیر فرهنگ قرار می‌گیرد. بنابراین، شادکامی باید در چارچوب فرهنگ نیز ادراک شود.

گروهی به بررسی مفهوم شادکامی از نگاه مسلمانان پرداخته و آن را با سعادت مقایسه کرده‌اند. برای‌نمونه، عبدی (۱۳۹۱) به بررسی مفهوم سعادت و شادکامی از نگاه دینی و روان‌شناسی می‌پردازد. وی توضیح می‌دهد که مفهوم سعادت را برخی مترادف با مفاهیم شادکامی، بهزیستی ذهنی، و رضایتمندی از زندگی در روان‌شناسی گرفته‌اند. وی به بررسی مفهوم سعادت در لغت، در قرآن و حدیث می‌پردازد و سعادت را به دو سطح سعادت دنیوی و اخروی تقسیم کرده و هرکدام را توضیح می‌دهد. عبدی (۱۳۹۱، ص۱۰۴-۱۰۱) می‌نویسد: مفهوم سعادت در حیطه وظایف روان‌شناسی قرار نمی‌گیرد؛ زیرا روان‌شناسی یک دانش تجربی و عینی و به‌لحاظ روش‌شناسی، هم‌عرض دین محسوب نمی‌شود؛ اما سعادت به‌عنوان یک اصل موضوعه برای روان‌شناسی

1. Subjective well-being
2. Happiness
3. Lee
4. Diener and Lucas.
5. Argyle
6. Tov and Diener

محسوب می‌شود؛ زیرا در مفهوم سعادت لایه‌هایی مطرح می‌شود که در حیطهٔ تجربه نیست. پس مفهوم سعادت در دین با مفهوم شادکامی در روان‌شناسی یکسان نیست؛ زیرا سعادت از منظر دینی دارای ابعاد دنیوی و اخروی است. البته عبدی (۱۳۹۱) معتقد است که مصادیق سعادت دنیوی به‌طورکلی، مگر در موارد استثنا با مسائل شادکامی در روان‌شناسی، همسانی دارد. پس از مقایسه، نتیجه می‌گیرد اگرچه در مفاهیم سعادت و شادکامی بین حوزه‌های روان‌شناسی و دین، تفاوت‌هایی وجود دارد، ولی تضادی بین آنها وجود ندارد.

همان‌طورکه عبدی (۱۳۹۱) به پیروی از داینر و لوکاس[1] توضیح می‌دهد، مفهوم شادکامی یا مفهوم بهزیستی (رفاه ذهنی)[2] درهم‌تنیده‌اند. وی نیز تأکید می‌کند که منظور از کلمه ذهنی این است که ملاک شادکامی یا بهزیستی، درواقع، ادراک فرد است. بنابراین، ممکن است فردی در بهترین شرایط مادی زندگی کند؛ ولی به هر علتی احساس شادکامی نکند. به همین علت برای اندازه‌گیری شاخص شادکامی، که یک مفهوم ذهنی است، در ادبیات ازطریق پرسشگری از میزان ادراک یا احساس انسان‌ها صرف‌نظر از شرایط مادی و معنوی آنها سؤال می‌شود. برای اندازه‌گیری شادکامی، که دراین‌مقاله استفاده خواهد شد، براساس وبگاه «گزارش جهانی شادکامی»[3] از پرسش‌نامه استفاده خواهد شد که توضیح آن در قسمت داده‌ها آورده شده است. در پرسشی که از افراد می‌شود از احساس فرد نسبت به شرایط و کیفیت زندگی پرسیده می‌شود؛ امّا از عوامل مؤثری مانند جهان‌بینی، دین و فرهنگ افراد پرسش نمی‌شود. بدیهی است که ادراک افراد از وضعیت زندگی تحت تأثیر آنها قرار دارد. بنابراین، دین و مذهب افراد نیز با معنادهی و هدف‌دار کردن زندگی تأثیرات مثبت بر روی بهزیستی ذهنی و شادکامی دارد.

جوشانلو[4] (۲۰۱۳) به مقایسه مفهوم غربی و اسلامی از شادکامی می‌پردازد. وی نخست، بر مفهوم‌سازی شادکامی در غرب مروری می‌کند و درادامه، به بررسی درک مسلمانان از زندگی خوب می‌پردازد. وی توضیح می‌دهد که تحقیقات دراین‌زمینه، به‌طورکلی، بر روی جمعیت‌های غربی تمرکز دارد و از دیگر مناطق غفلت شده است. این درصورتی است که نگاه غربی را نمی‌توان لزوماً به جوامع مسلمانان تعمیم داد.

1. Diener and Lucas
2. Subjective well-being
3. https://worldhappiness.report/
4. Joshanloo

نصر[1] (۲۰۱۴) در مقاله خود می‌نویسد: شادی یک مفهوم است که شامل فرهنگ‌ها و مذاهب می‌شود. وی به بررسی مفهوم شادکامی در اندیشه اسلامی پرداخته و استدلال می‌کند که شادکامی در مکتب و اندیشه اسلامی متفاوت از دیگر مکاتب است. وی توضیح می‌دهد کـه بـرخلاف نگـاه به شادمانی به‌صورت مفهوم گذار در فرهنگ‌های مدرن، سکولاریزه یا لذت‌گرا، در اندیشه اسلامی بیش از هر چیز دستیابی به سعادت پایدار موردتوجه است.

شاهاما و دیگران[2] (۲۰۲۲) دو دهه (۲۰۰۰-۲۰۲۰) تحقیقات انجام‌شـده در مـورد رابطـه میـان دین‌داری و شادکامی در میان جمعیت مسلمانان را گردآوری و نتایج آنها را مرور کرده‌اند. تمرکز، عمدتاً بر دانشجویان مسلمان ساکن در کشورهایی بوده که دین غالب در آنها اسلام بوده است. نتیجه مرور ۵۹ مقاله نشان‌دهنده همبستگی مثبت بین دین‌داری و شادکامی یا رفاه ذهنی در میان مسلمانان می‌باشد.

نکته مهم این است که شاخص شادکامی،[3] که دراین‌مقاله استفاده خواهد شد، براسـاس ادراک فرد و جامعه از کیفیت زندگی است. به‌طورخاص، این شاخص براساس پرسش از کیفیت زندگی و رضایتمندی افراد در کشورهای مختلف ساخته شده است. بنـابراین، افـراد براسـاس پیش‌فرض‌هـا، ویژگی‌های شخصیتی، فرهنگی و دینی خود به پرسش‌ها پاسخ داده‌اند و چنان‌کـه در قسـمت الگـو توضیح داده خواهد شد، تأثیری در نتایج تخمین الگوها دراین مقاله ایجاد نخواهد کرد.

رشد اقتصادی و درآمد از عوامل مهم تأثیرگذار بـر رفـاه ذهنـی جوامـع اسـت. اگرچـه براسـاس پارادوکس استرلین (۱۹۷۴) ارتباط مثبت میان درآمد و شادکامی قطعی نیست، اما انتظار این است که اگر رشد اقتصادی موجب بهبودی همه‌جانبه در زندگی عمـوم مـردم شـود، بتوانـد شـادکامی افـراد را افزایش دهد. افزون‌بر متغیرهای مهم اقتصادی مانند بیکـاری و رشـد اقتصـادی، دیگـر عوامـل ماننـد کنترل فساد، که یکی از شاخص‌های نهادی و جزء مؤلفه‌های مهم در یـک حکمرانـی خـوب اسـت، می‌تواند تأثیری بسزا در رفاه ذهنی جامعه داشته باشد. فساد اثر روانی بـر شـادکامی دارد. وقتـی افـراد احساس کنند کارهایشان نمی‌تواند از مجرای یک سیستم قانونی و پاسخگو پیش رود یا بـه‌عنوان‌مثال، اگر فردی رشوه دریافت کند، ممکن است احساس شرم کند (لای و آن،[4] ۲۰۲۰). ازجمله هدف‌های این مقاله بررسی تأثیر فساد، بیکاری و رشد اقتصادی بر احساس خوشبختی در ایران است.

---

1. Nasr
2. Shahama et al.
۳. این شاخص از گزارش شادکامی جهانی (**THE WORLD HAPPINESS REPORT**) در وبگاه **HTTPS://WORLDHAPPINESS.REPORT** گرفته شده است. برای تعریف متغیرها و منبع داده‌ها به جدول (۱-پ) در پیوست مراجعه شود.
4. Li and An

یکی دیگر از عوامل مهم میزان عدم‌اطمینان در حوزه مسائل اقتصادی و سیاسی است که می‌تواند از راه‌های مختلف بر شادکامی جوامع اثرگذار باشد. نااطمینانی بر میزان سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی، بر کاهش امید به آینده و اعتماد عمومی مؤثر است و ازطریق مستقیم و غیرمستقیم می‌تواند بر رفاه ذهنی یا احساس خوشبختی افراد یک جامعه تأثیر داشته باشد. یکی از اهداف این پژوهش بررسی میزان اثرگذاری نااطمینانی جهانی در ایران بر روی شادکامی است که در ادبیات مربوط به اقتصاد ایران بررسی نشده است. ازجمله موضوعی که تأثیر آن بر احساس خوشبختی مردم نیاز به بررسی بیشتری دارد و می‌تواند اثرات متضادی داشته باشد، دسترسی به اینترنت یا شبکه است. این دسترسی می‌تواند ازیک‌سو، موجب افزایش احساس شادکامی به‌دلیل دسترسی به اطلاعات شود؛ اما ازسوی‌دیگر ممکن است به‌ویژه در شرایط فشارهای اقتصادی موجب احساس سرخوردگی و ناامیدی شود و اثر منفی بر رفاه ذهنی جوامع داشته باشد. دراین مقاله، این موضوع در کشور ایران بررسی می‌شود.

همچنین، تحریم می‌تواند بر میزان شادکامی جوامع مؤثر باشد. تحریم‌های اقتصادی افزون‌براینکه باعث گرانی مواد غذایی می‌شوند، عرضه و امنیت آن را نیز متأثر می‌کنند. افزون‌برآن، تحریم می‌تواند ازطریق کاهش دسترسی به دارو و درمان باعث کاهش سلامت جسمی و روانی جامعه شود. به‌طورخلاصه، تحریم‌ها ازطریق افزایش ناامنی مواد غذایی، کاهش سلامتی و بهداشت، ایجاد تورم و بیکاری می‌تواند رضایت اجتماعی را کاهش دهد (درز و گزدار[1]، ۱۹۹۲؛ پکسن،[2] ۲۰۱۱ و آلفسورگبور،[3] ۲۰۲۱). تحریم‌ها با ایجاد نااطمینانی، افزایش نرخ ارز، کاهش سرمایه، افزایش هزینه‌های تولید، و بیکاری و افزایش کسری بودجه دولت‌ها می‌تواند زندگی مردم را تحت تأثیر قرار دهد (قربانی دستگردی[4] و همکاران، ۲۰۱۸) و درنتیجه، تأثیر منفی تحریم حداقل در کوتاه‌مدت بر شادکامی اجتناب‌ناپذیر خواهد بود (بلانچفلاور،[5] ۲۰۰۷). تحریم‌ها می‌تواند فساد، بی‌ثباتی سیاسی، اقتصادی و مالی را نیز افزایش و شادی را تحت تأثیر قرار دهد.

به‌طورکلی، هدف این مقاله بررسی برخی عوامل مهم اثرگذار بر رضایت ذهنی جامعه در ایران است. دراین‌راستا، در تکمیل و پر کردن خلأ ادبیات مربوط به شادکامی، این پژوهش به بررسی

1. Dreze and Gazdar
2. Peksen
3. Afesorgbor
4. Ghorbani Dastgerdi et al.
5. Blanchflower

سهم فساد به‌عنوان یکی از شاخص‌های مهم نشان‌دهنده کیفیت نهادی، نااطمینانی، دسترسی افراد به اینترنت، بحران کرونا و همچنین، تحریم در رفاه ذهنی در ایران می‌پردازد که براساس بررسی‌های نگارندگان تاکنون در کشور انجام نشده است. دراین‌راستا، از دیگر متغیرهای کنترل مانند رشد اقتصاد و بیکاری نیز در الگو استفاده می‌شود. برای این کار از یک الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی استفاده می‌شود که امکان بررسی رفتار کوتاه‌مدت و بلندمدت را، هنگامی‌که متغیرهای با درجات جمعی صفر و یک در الگو وجود دارد، فراهم می‌کند.

## ۲. پیشینه پژوهش

ابونوری و عسگری‌زاده (۲۰۱۳) با به‌کارگیری روش داده‌های پانل برای ۵۸ کشور طی دوره ۲۰۰۳-۲۰۱۱ نشان می‌دهند که بیکاری و تورم اثر منفی و رشد تولید ناخالص سرانه و مخارج دولت اثر مثبت بر شادکامی دارند. افشاری و دهمرده (۱۳۹۳) به بررسی اثر فقر، نابرابری درآمد و شاخص توسعه انسانی بر شادکامی در ۱۰۰ کشور منتخب در دوره ۲۰۰۵-۲۰۱۲ می‌پردازند. براساس نتایج به‌دست‌آمده، کاهش فقر و بهبود توزیع درآمد و افزایش توسعه انسانی باعث افزایش شادکامی می‌شود. محمدیان‌منصور و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی عوامل اجتماعی-اقتصادی مؤثر بر شادی با درنظرگرفتن محدودیت‌های مذهبی برای ۶۱ کشور در سال ۲۰۱۰ پرداخته و نتیجه گرفته‌اند که بیکاری اثر منفی و متوسط سال‌های تحصیل تأثیر مثبت بر شادی دارند. همچنین، محدودیت‌های دولت و خصومت‌های اجتماعی باعث کاهش شادکامی شده است.

جعفری (۱۳۹۵) عوامل مؤثر بر شادکامی در ۳۰ کشور منتخب اسلامی طی دوره ۲۰۰۷-۲۰۱۴ را مطالعه می‌کند. نتایج بیان‌کننده تأثیر مثبت درآمد سرانه و امید به زندگی و اثر منفی بیکاری، تورم، و افزایش محدودیت‌های مذهبی بر شادکامی است. ابونوری و اسکندری (۱۳۹۵) به مقایسه اثرات تورم و بیکاری بر شادکامی در کشورهای عضو اتحادیه اروپا و ایران بین سال‌های ۲۰۰۱-۲۰۱۱ می‌پردازند. آنها نشان می‌دهند که بیکاری نسبت به تورم اثر منفی بیشتری بر شادکامی دارد. مشابه این نتیجه را خورسندی و علی‌بابایی (۱۳۹۵) نیز گرفته‌اند و برای یک نمونه ۱۴۶ کشور جهان و در نمونه دوم فقط برای ایران و کشورهای همسایه آن نشان داده‌اند که در هر دو نمونه بیکاری نسبت به تورم نقش بیشتر در کاهش شادی داشته است.

میکائیلی و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی تأثیر عوامل اجتماعی- اقتصادی بر شادی با استفاده از نمونه‌ای ۳۷۱ نفری از جامعه آماری جمعیت فعال شهر تهران پرداخته و نشان می‌دهند که

انسجام، مشارکت و اعتماد اجتماعی، درآمد خانوار و سن تأثیر مثبت دارد؛ اما میزان تحصیلات، وضعیت اشتغال، جنسیت و وضعیت تأهل افراد اثری بر شادی ندارند.

رنجبر و همکاران (۱۳۹۶) تأثیر عوامل درآمدی و غیردرآمدی بر ارتقای شادی در کشورهای EU را برای دوره زمانی ۲۰۰۱-۲۰۱۰ بررسی کرده‌اند. آنها نشان می‌دهند که درآمد، امید به زندگی، حاکمیت قانون و ثبات سیاسی اثر مثبت؛ اما درآمد نسبی اثر منفی بر شادی دارد. حسابی و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی اثر محیط‌زیست بر شادی در ۱۵۵ کشور بین دوره ۲۰۰۶-۲۰۱۶ با روش داده‌های پانل می‌پردازند و نشان می‌دهند که بهبود عملکرد محیط‌زیست باعث افزایش شادکامی می‌شود. همچنین بهبود توزیع درآمد و آزادی انتخاب تأثیر مثبت بر شادی دارد.

نادمی و جلیلی‌کامجو (۱۳۹۷) به بررسی تأثیر فقر بر نابرابری شادی با روش مارکوف-سوئیچینگ در ایران می‌پردازند و نشان می‌دهند که فقر مطلق و نسبی موجب افزایش نابرابری شادی می‌شود. جلیلی‌کامجو و نادمی (۱۳۹۸) به بررسی تأثیر نابرابری درآمد بر نابرابری شادی در ایران می‌پردازند. آنها نشان می‌دهند که اگر ضریب جینی کمتر از ۰/۴۱۶ باشد، افزایش نابرابری درآمد باعث کاهش نابرابری شادی در دوره ۱۳۵۲-۱۳۹۳ می‌شود.

منصف و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر شادی در ۱۰۰ کشور منتخب طی دوره ۲۰۰۵-۲۰۱۶ می‌پردازند. نتایج نشان می‌دهد که مخارج مصرفی و آزادی اقتصادی با شادکامی رابطه مثبت دارد و این ارتباط به افزایش درآمد سرانه بیشتر منجر می‌شود. همچنین، یافته‌ها بیان‌کننده این موضوع است که درآمد سرانه باعث افزایش شادکامی می‌شود؛ اما با افزایش نابرابری تأثیر درآمد سرانه بر شادمانی کمتر می‌شود.

زارع و همکاران (۱۳۹۸) به مطالعه اثرات غیرخطی اندازه دولت بر شادی در کشورهای منتخب درحال‌توسعه و توسعه‌یافته طی بازه ۲۰۰۵-۲۰۱۶ پرداخته و نشان می‌دهند که در دولت کوچک، در هردو گروه اندازه دولت بر شادکامی اثر معناداری ندارد؛ اما در وضعیت دولت بزرگ، اندازه دولت در کشورهای درحال‌توسعه باعث کاهش شادمانی و در کشورهای توسعه‌یافته باعث افزایش شادکامی می‌شود.

صداقت کالمرزی و همکاران (۱۳۹۹) با به‌کارگیری الگوی پانل استان‌ها به بررسی رابطه رانت نفت با شادی در کشورهای منتخب اوپک در بازه زمانی ۲۰۱۶-۲۰۰۵ می‌پردازند. آنها نشان می‌دهند که تأثیر نسبت رانت نفت به تولید ناخالص داخلی بر شادی غیرخطی و بعد از یک حد آستانه این نسبت اثر منفی بر شادی در کشورهای اوپک دارد. زبیری و صداقت کالمرزی (۱۳۹۹)

به بررسی اثر مصرف سرانه انرژی بر رضایتمندی و شادی در کشورهای منتخب درحال‌توسعه طی دوره ۲۰۰۲-۲۰۱۷ پرداخته و نشان می‌دهند که تنها درصورتی‌که مصرف انرژی کمتر از حد آستانه‌ای باشد، افزایش مصرف سرانه انرژی باعث افزایش شادکامی می‌شود؛ امّا اگر مصرف انرژی بیشتر از حد آستانه‌ای شود، شادکامی را کاهش می‌دهد.

کاوند و نادمی (۱۴۰۰) رابطه درجه بازبودن تجاری و شادی در کشورهای منتخب درحال‌توسعه را با روش GMM مطالعه می‌کنند. براساس نتایج به‌دست‌آمده درجه بازبودن تجاری تأثیری غیرخطی و آستانه‌ای بر شادی دارد. آنها نشان می‌دهند که با گسترش درجه بازبودن بعد از حد آستانه، باز بودن اثر منفی بر شادمانی دارد. عظیمی (۱۴۰۰) تأثیر دموکراسی بر احساس شادکامی برای ۱۴۵ کشور را مطالعه می‌کند. وی نتیجه می‌گیرد که دموکراسی باعث افزایش شادکامی می‌شود. همچنین، زیادشدن سرمایه اجتماعی، توسعه اقتصادی و کمتر شدن نابرابری ازطریق اثرگذاری بر دموکراسی می‌تواند اثر مثبت بر شادکامی داشته باشد.

کریمی و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی منحنی کوزنتس شادی در استان‌های ایران می‌پردازند. آنها نشان می‌دهند در مدت موردبررسی استان‌های تهران، کهگیلویه و بویراحمد و اصفهان به‌ترتیب بیشترین میزان شادی را دارند. درصورتی‌که استان‌های سیستان و بلوچستان، خراسان جنوبی و کرمانشاه کمترین رتبه شادی را در کشور داشته‌اند. همچنین، نتایج نشان می‌دهد یک ارتباط U معکوس میان شادی و نابرابری شادی وجود دارد.

مؤمنی مهموئی و رزمی (۱۴۰۱) رابطه اندازه دولت با شادکامی را در ۱۱۰ کشور منتخب برای دوره ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۷ را بررسی می‌کنند. براساس یافته‌ها، متغیرهای اندازه دولت، رشد اقتصادی، تورم و بیکاری، شادکامی را تحت تأثیر قرار می‌دهند و اثر معناداری بر شادکامی دارند. همچنین، آنها نشان می‌دهند که تأثیر اندازه دولت بر شادکامی به میزان توسعه انسانی بستگی دارد. فرجی دیزجی و همکاران (۱۴۰۲) اثرات رانت منابع طبیعی و حکمرانی خوب بر شادکامی در ۶۶ کشور دارای رانت منابع طبیعی را طی دوره زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۵ بررسی می‌کنند. آنها نشان می‌دهند رانت منابع طبیعی دارای اثر منفی و حکمرانی خوب دارای اثر مثبت و معنادار بر شادکامی است. آنها نتیجه می‌گیرند که رانت منابع طبیعی آثار مثبت حکمرانی خوب بر شادکامی را تضعیف می‌کند.

شیشه‌گری و غفاری (۱۴۰۳) براساس داده‌های مبتنی بر پرسش‌نامه از ۱۹۲ دانشجو در مقاطع مختلف به بررسی تأثیر عوامل اقتصادی و غیراقتصادی بر شادکامی می‌پردازند. آنها نشان می‌دهند که سلامت روانی و به‌دنبال آن شادکامی تحت تأثیر به‌ترتیب سلامت فیزیکی، سلامت اجتماعی و

سلامت اقتصادی قرار دارند. آنها نتیجه می‌گیرند که درآمد، اشتغال و سن باعث افزایش و در مقابل بیکاری و فقر موجب کاهش سلامت اقتصادی می‌شود.

**پژوهش‌های خارجی**

بخشی از پژوهش‌ها به رابطه میان درآمد و شادکامی می‌پردازد. استرلین (۱۹۷۴) براساس برخی شواهد تجربی طی دوره ۱۹۴۶-۱۹۷۰ نتیجه می‌گیرد که به‌طورکلی، درون کشورها افزایش درآمد به شادمانی منجر می‌شود؛ اما شواهدی وجود دارد که نشان می‌دهد افزایش درآمد شادمانی را افزایش نمی‌دهد. به‌دیگرسخن، این نویسنده ارتباط میان درآمد و شادکامی را قطعی نمی‌داند و به آن خدشه وارد می‌کند. آرگیل (۱۹۹۹)[1] نشان می‌دهد که بین درآمد و شادمانی ارتباط مثبت وجود دارد و در اقشار کم‌درآمد این ارتباط بیشتر است؛ یعنی درآمد تااندازه‌ای‌که نیازهای مادی فرد را برطرف کند، باعث افزایش شادمانی می‌شود؛ اما درآمد بیش‌ازحد موردنیاز، شادی را افزایش نمی‌دهد. فری و استوتزر[2] (۲۰۰۲) ارتباط میان درآمد سرانه و شادی را پیچیده می‌دانند. لیم و همکاران[3] (۲۰۲۰) تأثیر درآمد بر شادی در شرق و جنوب شرق آسیا را طی دوره ۲۰۱۰-۲۰۱۴ بررسی می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد که اثر درآمد بر شادمانی در تایلند و فیلیپین کم و ناچیز است؛ اما در کشورهای کره جنوبی و تایوان این ارتباط قوی‌تر و معنادارتر است.

کلارک و اوسوالد[4] (۱۹۹۴) و همچنین، سامیم و بوری[5] (۲۰۱۹) رابطه معکوس میان بیکاری و شادکامی را نشان می‌دهند. لانچفلاور[6] (۲۰۰۷) با استفاده از داده‌های پنل ۲۵ کشور نشان می‌دهد که بیکاری و تورم هر دو رضایت از زندگی را کاهش می‌دهد و بیکاری در مقایسه با تورم اثر بیشتر بر این شاخص دارد. آگان، ودیگران[7] (۲۰۰۹) اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شادی برای مردم ۵۷ کشور طی سال‌های ۲۰۰۵-۲۰۰۸ را مطالعه می‌کنند. نتایج بیان‌کننده اثر منفی بیکاری بر شادی و اثر مثبت درآمد سرانه بر این شاخص است.

1. Argyle
2. Frey and Stutzer
3. Lim et al.
4. Clark & Oswald
5. Sameem & Buryi
6. Blanchflower
7. Agan et al.

بخشی از تحقیقات نشان می‌دهد که فساد از راه‌های مختلف می‌تواند بر شادکامی اثرگذار باشد. فساد می‌تواند رفاه ذهنی یا شادکامی را تخریب می‌کند؛ اما اگر باعث بهبود اقتصاد شود، می‌تواند شادکامی را تقویت کند. تای و دیگران[1] (۲۰۱۴) با استفاده از داده‌های ۱۵۰ کشور به بررسی رابطه میان فساد و رفاه ذهنی می‌پردازند و نشان می‌دهند که فساد، درآمد ملی و اعتماد را کاهش می‌دهد که به‌نوبه‌خود به کاهش شادکامی منجر می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که احساس و ادراک فردی و اجتماعی از فساد باعث کاهش رفاه ذهنی می‌شود. فلین[2] (۲۰۱۹) می‌نویسد مهار فساد یکی از عوامل مهم حکمرانی خوب است که به افزایش شادکامی از طریق افزایش اثرگذاری مخارج دولت منجر می‌شود.

لای و آن[3] (۲۰۲۰) بر تأثیر منفی فساد بر رفاه ذهنی تأکید می‌کند. آنها ۱۲۶ کشور را موردمطالعه قرار داده‌اند و نشان می‌دهند که کاهش بیکاری می‌تواند بخشی از کاهش شادکامی ناشی از فساد را جبران کند. همچنین، یافته‌ها نشان می‌دهد فساد فقط بر شادکامی کشورهایی با سطح درآمد بالا اثر دارد. آنها نشان می‌دهند که فساد ازطریق کاهش اعتماد سیاسی باعث کاهش خوشبختی ذهنی می‌شود. یان و ون[4] (۲۰۲۰) نشان می‌دهند که فساد باعث کاهش احساس خوشبختی افراد می‌شود. آنها نشان می‌دهند که سیاست ضدفساد و کاهش شکاف درآمدی دو عامل مهم برای افزایش رفاه ذهنی هستند. به باور پالولوگو[5] (۲۰۲۲) فساد نمی‌تواند بر شادکامی اثرگذار باشد؛ یعنی اثر فساد بر رفاه ذهنی قطعیت ندارد.

بهرا و دیگران[6] (۲۰۲۴) نشانی می‌دهند که اثر فساد بر شادکامی در کشورهای درحال‌توسعه منفی است ولی این اثر برای کشورهای پیشرفته معنادار نیست. همچنین، آنها نشان می‌دهند که اثر متقابل میان فساد و درآمد سرانه تأثیر مهمی بر شادمانی ندارد. این بدان‌معناست که افزایش هم‌زمان فساد می‌تواند اثر مثبت درآمد سرانه بر شادکامی را خنثی کند. این تحقیق نشان‌دهنده عدم‌کفایت درآمد به‌عنوان تنها تعیین‌کننده شادمانی است درصورتی‌که کنترل مؤثر فساد، دسترسی مردم به شبکه، نااطمینانی، بیکاری و دیگر عوامل می‌تواند بر روی شادکامی تأثیرگذار باشد و باید با نگاه جامع‌تر به مسئله خوشبختی ذهنی توجه کرد.

1. Tay et al.
2. Flavin
3. Li and An
4. Yan and Wen
5. Paleologou
6. Behera et al.

تحقیقات اندکی دررابطه‌با تأثیر دسترسی به شبکه بر شادکامی انجام شده است. برای‌نمونه، فو و گو[1] (۲۰۱۹) رابطه استفاده فیس‌بوک و شادمانی ذهنی و تنهایی را مطالعه می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد افرادی با دوستان بیشتر در فیس‌بوک، شادمان‌تر بودند و کمتر احساس تنهایی داشتند. اما این ارتباط می‌تواند مثبت هم باشد؛ یعنی افزایش ارتباطات در فیس‌بوک نشان از ناکامی و تنهایی بیشتر باشد. این بسته به ماهیت تعامل دراین شبکه است. این تحقیق می‌تواند شاهدی بر اثر استفاده از اینترنت بر شادمانی باشد. پتواری و گرور[2] (۲۰۲۲) رابطه میان استفاده از شبکه اجتماعی و شادکامی در افراد جوان در هندوستان را بررسی کرده‌اند و نشان می‌دهند که ارتباط منفی میان شبکه اجتماعی و شادمانی وجود دارد. ارتباط مستقیم میان به‌کارگیری شبکه اجتماعی و شادکامی ذهنی وجود ندارد؛ اما یک ارتباط غیرمستقیم بین آنها وجود دارد. رسانه‌های اجتماعی باعث می‌شوند افراد واقعیت‌های خود را با واقعیت‌های شکل‌گرفته ازطریق رسانه اجتماعی مقایسه کنند و این امر بر اعتمادبه‌نفس آنها اثر می‌گذارد و شادکامی را کم می‌کند. البته ازسوی‌دیگر، امکان استفاده از اینترنت و نه لزوماً شبکه‌های اجتماعی احساس رفاه بیشتر و رضایتمندی جوامع و میزان شادکامی را می‌تواند افزایش دهد. همان‌طورکه پیش‌تر اشاره شد، تأثیر شبکه و اینترنت بر شادکامی قطعی نیست و براساس عوامل مختلف می‌تواند اثر مثبت یا منفی بر شادکامی داشته باشد. همان‌گونه‌که پیشینه ادبیات نشان می‌دهد تاآنجاکه بررسی‌های نگارندگان نشان می‌دهد تاکنون تأثیر متغیرهای مهمی مانند نااطمینانی، فساد، تحریم، کرونا و دسترسی به شبکه یا اینترنت برای شادکامی در ایران بررسی نشده است. هدف این پژوهش پر کردن این خلأ در ادبیات مربوط به اقتصاد ایران است.

## ۳. الگو و روش‌شناسی

برای بررسی تأثیر متغیرهای کلیدی بر ادراک شادکامی یا احساس رفاه ذهنی در ایران الگوی عمومی زیر معرفی می شود:

$$HAP_t = F(LGDPP_t, WUI_t, COR_t, NET, UN_t, SAN_t, COVID19), \quad (۱)$$

1. Phu & Gow
2. Patwari & Grover

که در رابطه (۱) متغیر *HAP* (شادکامی) تابعی از *LGDPP* (لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه)، *WUI* (نااطمینانی جهانی برای ایران)، *COR* (فساد)، *NET* (دسترسی به اینترنت)، *UN* (نرخ بیکاری)، *SAN* (تحریم های آمریکا علیه ایران) و *COVID19* (بحران کوید۱۹) است.[۱]

الگو با روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی(ARDL) برآورد می شود. پسران و شین (۱۹۹۵) نشان می‌دهند که اگر بردار همجمعی از به‌کارگیری روش ARDL، در صورتی که وقفه‌ها به‌درستی تصریح شده باشند، به دست آید، برآوردگر حداقل مربعات در نمونه‌های کوچک نیز از تورش کمتر و کارایی بیشتری برخوردار است. همچنین، استفاده از روش ARDL این مزیت را دارد که می‌توان بدون توجه به وجود متغیرهای با درجه جمعی I(0) یا I(1) تخمین‌های سازگاری از ضرایب بلندمدت الگو را به‌دست آورد. همچنین، این روش حرکت از الگوی کوتاه‌مدت به بلندمدت را نیز مشخص می‌کند. الگوی خود برگشت با وقفه‌های توزیعی ARDL($p,q_1,q_2,\dots,q_k$) زیر را در نظر می‌گیریم:[۲]

$$HAP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i HAP_{t-i} + \sum_{j=0}^{q_1} \beta_{1j} LGDPP_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \beta_{2j} UN_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \beta_{3j} WUI_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4} \beta_{4j} COR_{t-j} + \sum_{j=1}^{q_5} \beta_{5j} NET_{t-j} + \beta_6 SAN + \beta_7 COVID19 + u_t \quad (۲)$$

که در آن $\alpha$ها و $\beta$ ها پارامترهای الگو، $u_t$ نشان دهنده جزء اختلال تصادفی است. با به‌کارگیری معیارهای اطلاعاتی مانند، آکائیک[۳](AIC )، شوارتز- بیزین[۴](SBC)، و حنان- کوئین[۵] (HQC) لازم است که برای برآورد الگوی کوتاه‌مدت وقفه‌های مناسب ($p$ و $q$ها) برای متغیرها انتخاب شود. پس از انتخاب الگوی مناسب ARDL می‌توان ضرایب الگوی بلندمدت را محاسبه کرد. اگر رابطه تعادلی "بلند مدت" میان متغیرها وجود داشته باشد، می‌توان الگوی تصحیح خطای[۶] زیر را برآورد کرد:

$$A(L)\Delta HAP_t = B(L)\Delta X_t + (1-\Pi)\, ECT_{t-1} + \Gamma' Z_t + e_t \quad (۳)$$

۱. تعریف متغیرها در جدول (۱-پ) پیوست ارائه شده است.
۲. برای جزئیات به پسران و پسران (۱۹۹۷) مراجعه شود.

3. Akaike Information Criterion
4. Schwarz Bayesian Criterion
5. Hannan-Quinn Criterion
6. Error Correction Model (ECM)

که در آن

$$A(L)= 1-\alpha_1 L-\alpha_2 L^2-\ldots.-\alpha_p L^p$$

و

$$B(L)= 1-\beta_{k1}L-\beta_{k2}L^2-\ldots.-\beta_k jL^{q_j}\ (k=1,\ldots,5),\ \Pi=(\alpha_1+\alpha_2+\ldots.+\alpha_p)$$

$L$ عملگر چند جمله وقفه، $\Gamma$ برداری از پارامترها و $e_t$ جمله اختلال می‌باشد. در این رابطه $X=(LGDPP_t, WUI_t, COR_t, NET, UN_t)$, و $\Delta$ نشان‌دهنده تفاضل مرتبه اول متغیر و $ECT_{t-1}$ جمله تصحیح خطا و $Z_t$ برداری از متغیرهای قطعی مانند مقدار ثابت و متغیرهای برون‌زا با وقفه‌های ثابت مانند *COVID19* و SAN می‌باشد. ضریب جمله تصحیح خطا بیان‌کننده سرعت حرکت به‌سوی تعادل بلندمدت است.

اکنون داده‌ها بررسی می‌شوند. داده‌های شاخص شادکامی در کشور از وبگاه «گزارش شادکامی جهانی»[1] گرفته شده است. عدد بزرگ‌تر نشان‌دهنده زندگی بهتر ازنظر افراد است. این شاخص گاه شاخص بهزیستی یا رفاه ذهنی[2] نیز نامیده می‌شود. همان‌طورکه پیش‌تر اشاره شد، در ادبیات از آنچه تحت عنوان شادکامی نام برده می‌شود، به شاخص شادکامی یا شادمانی، که ترجمه happiness index است، درواقع، یک شاخص برای اندازه‌گیری «احساس شادکامی» یا به‌تعبیردیگر، خوشبختی ذهنی فرد و جامعه است که آن را گاه مترادف بهزیستی یا رفاه ذهنی گرفته‌اند و نحوه اندازه‌گیری آن در کشورهای مختلف ازطریق پرسش‌نامه[3] در مورد ادراک یا احساس رضایتمندی افراد از شرایط یا کیفیت زندگی خودشان است. شاخص شادکامی یا رفاه ذهنی برای هر کشور از میانگین ملی پاسخ به پرسش پیش‌گفته در مورد ارزیابی زندگی استخراج شده است. این شاخص را گاه برای سادگی «نردبان زندگی»[4] می‌گویند.

بنابراین، توجه شود که احساس یا ادراک شادکامی غیر از شادکامی است. قطعاً این احساس یا ادراک با نگرش و جهان‌بینی فرد ارتباط دارد و پاسخی که افراد در جوامع مختلف به پرسش‌نامه مربوط به شادکامی می‌دهند، تحت تأثیر نگاه آنها به خوشبختی و رضایتمندی از زندگی است که

1. THE WORLD HAPPINESS REPORT. HTTPS://WORLDHAPPINESS.REPORT

2. subjective well-being

۳. میزان شادکامی (بهزیستی ذهنی) ازطریق نظرسنجی اندازه‌گیری شده است. از افراد پرسیده شده: «لطفاً یک نردبان را با پله‌های شماره‌گذاری شده تصور کنید: عدد صفر در پایین تا عدد ده در بالای نردبان. بالای نردبان بهترین و پایین نردبان نشان‌دهنده بدترین وضعیت ممکن برای زندگی شماست. بگویید که دراین‌زمان شخصاً احساس می‌کنید که در کدام پله از نردبان قرار دارید؟»

4. life ladder

خود مبتنی بر نگرش انسان به هستی قرار می‌گیرد. البته شرایط مختلف روانی، فرهنگی، سیاسی، اجتماعی و اقتصادی نیز می‌تواند بر آن تأثیرگذار باشد. به‌دیگرسخن، مثلاً در یک جامعه خرج کردن بیشتر می‌تواند به احساس خوشبختی بیشتر منجر شود؛ اما در جامعه دیگری کمک به دیگران و نه لزوماً مخارج بیشتر می‌تواند رضایتمندی و احساس شادکامی را افزایش دهد. بنابراین، تأکید می‌شود که احساس شادکامی افراد و جوامع متأثر از عوامل مختلفی مانند دین و فرهنگ است که در پاسخ های آن ها به پرسش نامه ها مستتر است و در نتیجه خللی در برآورد و تفسیر نتایج الگو ایجاد نخواهد کرد.

برای شاخص فساد از داده‌های منتشرشده توسط «راهنمای ریسک بین‌المللی کشورها»،[1] که گروه *PRS* گزارش می‌کند، استفاده شده است. فساد باعث اختلال در اقتصاد و سرمایه‌گذاری و کاهش کارایی دولت و فعالین بخش خصوصی می‌شود و می‌تواند باعث بی‌ثباتی در فرآیند سیاسی شود. توجه شود که عدد بالاتر نشان‌دهنده فساد کمتر و عدد کمتر نشان از فساد بیشتر است. شاخص نااطمینانی جهانی برای کشور ایران دربرگیرنده نااطمینانی مرتبط به مسائل اقتصادی و سیاسی در کوتاه‌مدت و بلندمدت است. لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه براساس برابری قدرت خرید (PPP) مبتنی بر دلار ثابت ۲۰۱۷ است. دسترسی به اینترنت براساس استفاده افراد به اینترنت از هر نقطه در سه ماه گذشته اندازه‌گیری شده است. داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی سرانه، نرخ بیکاری و دسترسی به اینترنت از «نماگرهای توسعه جهانی»[2] یا WDI گرفته شده است که بانک جهانی منتشر می‌کند. همه‌گیری کرونا یا کوید۱۹ به‌صورت متغیر مجازی وارد الگو شده است. فصل‌های مربوط به کوید۱۹ در ایران عدد یک و در دیگر فصل‌ها عدد صفر داده شده است. تحریم نیز یک متغیر مجازی است که دربرگیرنده تحریم‌های آمریکا علیه فعالیت‌های هسته‌ای ایران است.[3] تعریف همه متغیرها و منابع داده‌ها در جدول (۱-پ) در پیوست ارائه شده است.

1. International Country Risk Guide (ICRG) published by PRS

2. World Development Indicators

۳. برای داده‌هایی مانند HAP و NET ،که مقادیر فصلی آنها وجود نداشت، از روش اینترپولیشن (Interpolation) برای تبدیل داده‌های سالانه به فصلی استفاده شده است.

## ۴. برآورد الگو و تحلیل نتایج

پیش از برآورد الگو ایستایی[1] متغیرها بررسی شده است. جدول (۲-پ) در پیوست آزمون ریشه واحد ایم، پسران و شین برای تفاضل مرتبه دوم متغیرها را نشان می‌دهد. آزمون ریشه واحد برای تفاضل مرتبه دوم متغیرها با داده‌های فصلی نشان می‌دهد که فرضیه صفر وجود ریشه واحد برای همه متغیرها رد می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، متغیرهای به‌کارگرفته‌شده یا دارای درجه جمعی صفر I(0) یا یک I(1) هستند. همچنین، براساس آزمون فلیپس-پرون متغیر HAP در سطح معناداری ۱۰ درصد ایستاست. همچنین، براساس آزمون‌های ریشه واحد KPSS و لی و استرازیسیچ (با وجود شکست) متغیر LGDPP نیز در سطح ایستاست. این امر تأیید می‌کند که چون دراین‌الگو با ترکیبی از متغیرهای I(0) و I(1) روبه‌رو هستیم، باید از آزمون کرانه برای بررسی وجود رابطه تعادلی بلندمدت یا همجمعی استفاده کرد.

پیش از آن برای برآورد الگوی کوتاه‌مدت لازم است وقفه‌های بهینه الگو انتخاب شود. دراین پژوهش برای انتخاب وقفه‌ها از معیار آکائیک استفاده می‌کنیم. براساس‌این، وقفه‌های مناسب برای متغیرها (HAP LGDPP UN WUI NET COR) به‌ترتیب برابر است با (2, 4, 4, 4, 0, 4). نتایج برآورد الگوی کوتاه‌مدت در جدول (۳-پ) در پیوست مقاله گزارش شده است. نتیجه آزمون LM بروش-گادفری نشان می‌دهد که فرضیه صفر عدم خودهمبستگی سریالی برای تا سه وقفه رد نمی‌شود. به‌دیگرسخن، وجود خودهمبستگی میان جملات اختلال پذیرفته نمی‌شود. نتیجه این آزمون در جدول (۱) ارائه شده است. همچنین، عدم رد فرضیه صفر در آزمون هاروی، که در جدول (۲) ارائه شده است، نشان می‌دهد که مشکل واریانس ناهمسانی در الگو وجود ندارد.

**جدول ۱: آزمون LM بروش-گادفری (Breusch-Godfrey)**

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 1.787593 | Prob. F(3,34) | 0.1681 |
| Obs*R-squared | 8.719348 | Prob. Chi-Square(3) | 0.0333 |

منبع: محاسبات نویسندگان

1. stationarity

**جدول ۲: آزمون واریانس ناهمسانی هاروی (Harvey)**

| | | | |
|---|---|---|---|
| F−statistic | 1.221176 | Prob. F(26,37) | 0.2838 |
| Obs*R−squared | 29.55665 | Prob. Chi−Square(26) | 0.2864 |
| Scaled explained SS | 20.99953 | Prob. Chi−Square(26) | 0.7420 |

منبع: محاسبات نویسندگان

همان‌طورکه اشاره شد، با توجه به وجود متغیرهای I(0) و I(1) در الگو بنا به پیشنهاد پسران و دیگران[1] (۲۰۰۱) لازم است که از آزمون کرانه برای بررسی وجود رابطه همجمعی میان متغیرها استفاده کرد. آزمون کرانه در جدول ۳ نشان می‌دهد که فرضیه وجود رابطه همجمعی رد نمی‌شود.

**جدول ۳: آزمون کرانه F فرضیه صفر: عدم‌وجود رابطه بلندمدت**

| Test Statistic | Value | Signif. | I(0) | I(1) |
|---|---|---|---|---|
| F−statistic | 12.00733 | 10% | 2.08 | 3 |
| k | 5 | 5% | 2.39 | 3.38 |
| | | 2.5% | 2.7 | 3.73 |
| | | 1% | 3.06 | 4.15 |

منبع: محاسبات نویسندگان

با توجه به وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرها، اکنون به بررسی نتایج برآورد الگوی بلندمدت می‌پردازیم که در جدول ۴ گزارش شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد تمام ضرایب ازنظر آماری معنادار هستند. براساس نتایج به‌دست‌آمده، افزایش نااطمینانی جهانی برای ایران (WUI) و بیکاری (UN) مطابق انتظار باعث کاهش شادکامی می‌شود. همچنین، طی دوره موردبررسی رابطه میان رشد اقتصادی، که توسط (LGDPP) نشان داده شده، با خوشبختی ذهنی در ایران منفی است. این رابطه می‌تواند مطابق پیش‌بینی ایسترلین[2] (۱۹۷۴) و برخی دیگر از تحقیقات قابل‌توجیه باشد. به‌دیگرسخن، رشد اقتصادی می‌تواند به‌دلیل عدم‌توزیع عادلانه میان عموم مردم در ایران ضدشادکامی باشد.

1. Pesaran et al. (2001)
2. Easterlin

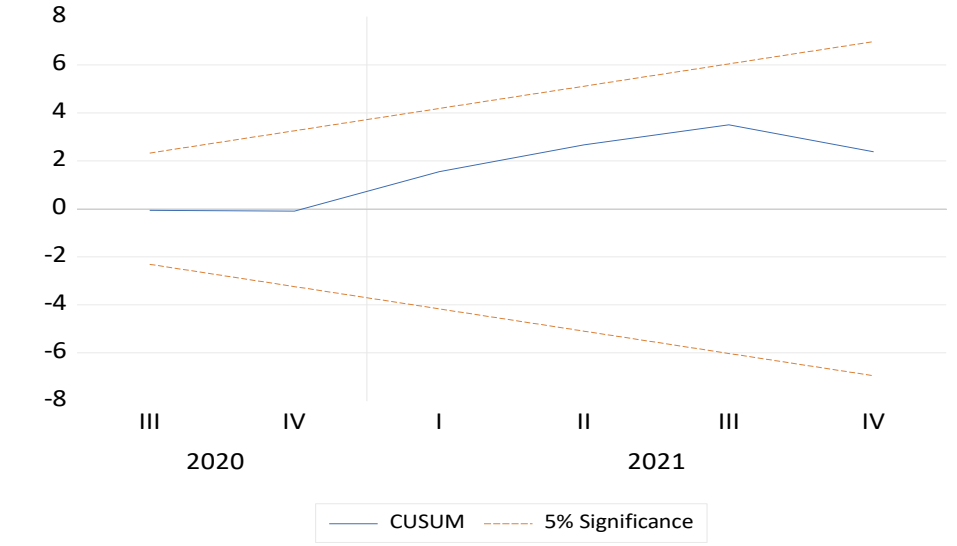
همچنین، نتایج نشان می‌دهد در بلندمدت کاهش فساد و دسترسی بیشتر مردم به اینترنت موجب افزایش احساس خوشبختی جامعه در ایران می‌شود. این امر بیان‌کننده اهمیت توجه ویژه به لزوم مبارزه با فساد به‌عنوان یک سیاست برای حاکمیت به‌منظور بهبود شادکامی مردم ایران می‌باشد. با توجه به نتایج الگوی کوتاه‌مدت، که در جدول (۳-پ) در پیوست ارائه شده، مشاهده می‌شود که تحریم و بحران کوید ۱۹ در ایران احساس شادکامی را کاهش داده است.

**جدول ۴: برآورد الگوی بلندمدت متغیر توضیحی شادکامی (HAP)**

| متغیر | ضرایب | خطای معیار | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|---|
| LGDPP | -4.736207 | 0.733549 | -6.456561 | 0.0000 |
| UN | -0.056133 | 0.023537 | -2.384912 | 0.0223 |
| WUI | -2.328085 | 0.493086 | -4.721460 | 0.0000 |
| NET | 0.011836 | 0.003161 | 3.744307 | 0.0006 |
| COR | 0.767983 | 0.128301 | 5.985792 | 0.0000 |
| C | 49.66173 | 6.870018 | 7.228763 | 0.0000 |

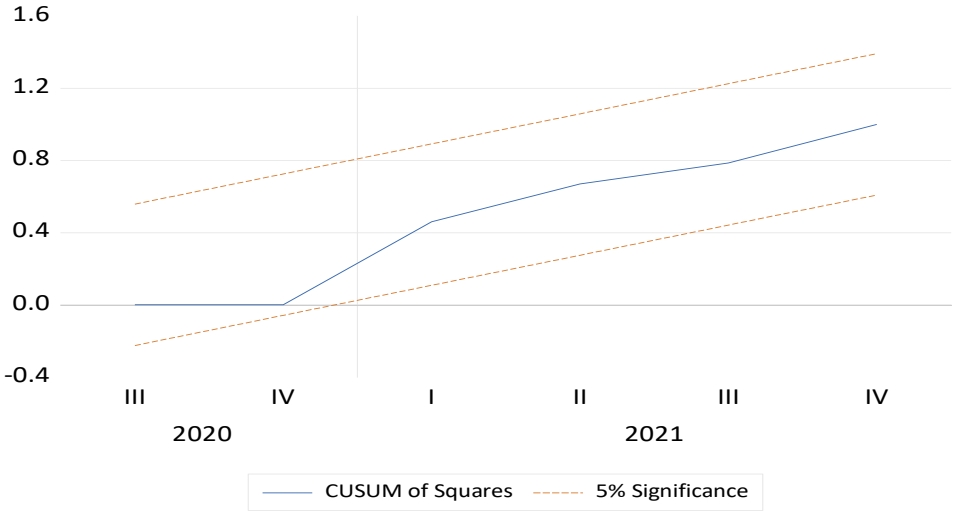
منبع: محاسبات نویسندگان

اکنون ثبات ساختاری پارامترهای الگوی تصحیح خطا با استفاده از دو آزمون CUSUM و CUSUMSQ بررسی می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که بی‌ثباتی در الگو وجود ندارد. آزمون اول نشان می‌دهد که آیا تغییر سیستماتیک یا نظام‌مند در ضرایب برآوردشده وجود دارد. درصورتی‌که آزمون دوم به بررسی این موضوع می‌پردازد که آیا پارامتر ثابت یک انحراف ناگهانی و تصادفی داشته است. نتایج این آزمون‌ها به‌ترتیب در نمودارهای ۱ و ۲ نشان داده شده است. درصورتی‌که CUSUM و CUSUMSQ از دو خط مرزی در سطح معناداری ۵ درصد عبور نکند، نشان می‌دهد که معادله رگرسیونی درست مشخص شده است. نتیجه این آزمون‌ها نشان‌دهنده ثبات الگو می‌باشد.




منبع: محاسبات نویسندگان

**نمودار ۱: آزمون ثبات CUSUM**




منبع: محاسبات نویسندگان

**نمودار ۲: آزمون ثبات CUSUMSQs**

## ۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

اکنون در دنیا احساس شادکامی به‌عنوان یک شاخص بسیار مهم برای اندازه‌گیری میزان رضایتمندی مردم از کیفیت زندگی استفاده می‌شود و برای حکمرانی و سیاست‌گذاری بسیار مهم است. نتیجه پژوهش ما می‌تواند به سیاست‌گذار کمک کند برخی عوامل مؤثر بر ادراک افراد از رفاه ذهنی یا شادکامی را شناسایی و سیاست‌های لازم برای افزایش رضایتمندی جامعه و بهبود کیفیت زندگی در ایران را تدوین کند.

به‌طورخاص، هدف این مقاله بررسی تأثیر نااطمینانی جهانی، فساد، و دسترسی به اینترنت بر شادکامی در ایران می‌باشد. همچنین، از دیگر متغیرهای کنترل مهم اقتصادی مانند رشد اقتصادی، بیکاری نیز استفاده می‌شود. با توجه به اینکه ترکیبی از متغیرهای با درجات جمعی صفر و یک در الگو وجود دارد، از روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی پسران و دیگران (۱۹۹۵و ۲۰۰۱) برای برآورد الگو استفاده می‌شود. این روش امکان بررسی رفتار بلندمدت و همچنین، رفتار کوتاه‌مدت الگو در واکنش به تحریم و بحران کوید ۱۹ را نیز فراهم می‌کند.

همچنین، الگو نشان می‌دهد که در هر دوره چه میزان از انحراف از تعادل بلندمدت برطرف می‌شود. الگو برای داده‌های فصلی طی دوره ۱۳۸۴-۱۴۰۱ تخمین زده و جهت بررسی همجمعی میان متغیرها از آزمون کرانه استفاده می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که کاهش فساد نقش مهمی در افزایش شادکامی در ایران دارد. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که دسترسی به اینترنت، رفاه ذهنی و رضایتمندی را در ایران افزایش می‌دهد. روشن است که در حال حاضر و در آینده بدون استفاده و دسترسی افراد به اینترنت، انجام فعالیت‌ها آموزشی و پژوهشی، اداری و مالی، بهداشت و درمان، ارتباط افراد و جوامع با یکدیگر و بسیاری موارد دیگر به‌سادگی و با هزینه کم ممکن نیست. همان‌طورکه پیش‌تر اشاره شد، این دسترسی می‌تواند احساس شادکامی یا خوشبختی را کاهش یا افزایش دهد. توجه شود که این مطلب، موضوع مهمی ازجهت سیاست‌گذاری است که در پژوهش‌های قبل در ایران به‌اندازه کافی به آن پرداخته نشده است.

برآورد الگوی بلندمدت نشان می‌دهد که کاهش فساد باعث افزایش شادکامی در ایران می‌شود. این نتیجه مشابه یافته‌های تای و دیگران[1] (۲۰۱۴)، فلین[2] (۲۰۱۹)، لای و آن[3] (۲۰۲۰)، یان و

1. Tay et al.
2. Flavin
3. Li and An

ون[1] (۲۰۲۰) و بهرا و دیگران[2] (۲۰۲۴) است. فساد می‌تواند هزینه‌های معاملاتی را برای کسب‌وکارها افزایش دهد، اعتماد سیاسی را تخریب کند و ازطرق مختلف رفاه ذهنی را، درصورتی‌که نتواند باعث رونق اقتصاد شود، کاهش دهد. نتیجه برآوردها نشان می‌دهد رشد اقتصادی در ایران ضدشادکامی است که می‌تواند ناشی از توزیع ناعادلانه رشد در زندگی مردم باشد. عدم‌قطعیت ارتباط میان درآمد و شادمانی توسط استرلین (۱۹۷۴) مطرح شده است. براساس برخی شواهد تجربی، افزایش درآمد تحت شرایطی ممکن است باعث افزایش شادمانی نشود؛ به‌طوری‌که فری و استوتزر[3] (۲۰۰۲) این رابطه را پیچیده می‌دانند. به‌طورکلی، اگر در یک فضای سالم بدون فساد، منافع ناشی از رشد اقتصادی عادلانه توزیع شود، درآمد می‌تواند در افزایش شادمانی نقش داشته باشد. در غیراین‌صورت، چنان‌که اشاره شد، درآمد بیشتر می‌تواند ضدشادمانی باشد. یان و ون[4] (۲۰۲۰) نیز بر این نکته تأکید می‌کنند که فساد و افزایش شکاف درآمدی دو عامل اثرگذار برای کاهش احساس خوشبختی افراد هستند.

همچنین، نتیجه برآوردها نشان می‌دهد که افزایش بیکاری باعث کاهش شادکامی در ایران می‌شود. این یافته مشابه نتیجه کلارک و اوسوالد[5] (۱۹۹۴)، لانچفلاور[6] (۲۰۰۷)، آگان، ودیگران[7] (۲۰۰۹)، ابونوری و عسگری‌زاده (۲۰۱۳)، خورسندی و بابایی (۱۳۹۵)، و سامیم و بوری[8] (۲۰۱۹) است. تأثیر بیکاری بر رفاه ذهنی از اهمیت برخوردار است؛ به‌طوری‌که لای و آن[9] (۲۰۲۰) نشان می‌دهند که کاهش بیکاری حتی می‌تواند بخشی از کاهش شادکامی ناشی از فساد را جبران کند.

یکی دیگر از یافته‌های مهم پژوهش این است که با زیاد شدن نااطمینانی جهانی برای کشور ایران در حوزه‌های اقتصادی و سیاسی در کوتاه‌مدت و بلندمدت، احساس خوشبختی جامعه کم می‌شود. اثر مستقیم و غیرمستقیم نااطمینانی بر شادکامی ازطریق اثر روانی مانند امید به آینده و همچنین، تأثیر آن بر سرمایه‌گذاری، بیکاری و شرایط رفاهی و اقتصادی جامعه مطابق انتظار

1. Yan and Wen
2. Behera et al.
3. Frey and Stutzer
4. Yan and Wen
5. Clark & Oswald
6. Blanchflower
7. Agan et al.
8. Sameem & Buryi
9. Li and An

است. براساس برآورد الگوی کوتاه‌مدت، همه‌گیری کرونا و تحریم‌ها باعث کاهش شادکامی در ایران شده است. نتایج الگوی تصحیح خطا نشان می‌دهد که در هر دوره (۸۹ درصد) انحراف از تعادل بلند تعدیل می‌شود. به‌عنوان توصیه سیاستی، افزون‌بر توجه به تأثیر دیگر متغیرها مانند افزایش اشتغال، لازم است که به اهمیت مبارزه با فساد، افزایش دسترسی جامعه به اینترنت و همچنین، کاهش نااطمینانی اقتصادی و سیاسی برای بهبود رفاه ذهنی جامعه توجه شود. در پایان احساس شادکامی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین اهداف کشورها، ازجمله کشور ایران، و عوامل مؤثر بر آن باید موردتوجه ویژه سیاست‌گذاران و پژوهشگران دراین حوزه باشد.

## منابع


۱. ابونوری، اسمعیل، و اسکندری، جمال (۱۳۹۵). مقایسه اثرات تورم و بیکاری بر شادمانی. سیاستگذاری اقتصادی، ۸(۱۵)، ۱۳۷-۱۵۲.

۲. افشاری، زهرا، و دهمرده، لعیا (۱۳۹۳). بررسی اثر فقر، نابرابری درآمد و شاخص توسعه انسانی بر شادکامی در کشورهای منتخب. تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران، (۴)۲، ۵۹-۳۱.

۳. رنجبر، همایون، سامتی، مرتضی، و صرافان، فرزانه (۱۳۹۶). تأثیر عوامل درآمدی و غیردرآمدی بر ارتقای شادی در کشورهای EU. اقتصاد کاربردی، (۲۳)۷، ۲۵-۱۳.

۴. زارع، ابراهیم، ابراهیمی، مهرزاد، امینی‌فرد، عباس، و زارع، هاشم (۱۳۹۸). مطالعه اثرات غیرخطی اندازه دولت بر شادی در کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته با رویکرد حد آستانه‌ای. رفاه اجتماعی، (۷۳)۱۹، ۳۸-۹.

۵. زبیری، هدی، و صداقت‌کالمرزی، هانیه (۱۳۹۹). توسعه پایدار و شادی: آیا سرانه مصرف انرژی بر رضایتمندی و شادی افراد جامعه مؤثر است؟. تحقیقات اقتصادی، دوره ۵۵(۴)، ۸۳۱-۸۵۲.

۶. جعفری، محمد (۱۳۹۵). سنجش عوامل مؤثر بر شادکامی در کشورهای اسلامی. پژوهشنامه اقتصاد کلان، (۲۲)۱۱، ۶۵-۸۴.

۷. جلیلی‌کامجو، پرویز، و نادمی، یونس (۱۳۹۸). ارزیابی رابطه بین نابرابری درآمد و نابرابری شادی، مطالعه موردی: ایران. سیاستگذاری اقتصادی، (۲۱)۱۱، ۱۰۱-۷۷.

۸. حسابی، حدیث، خورسندی، مرتضی، عباسی‌نژاد، حسین، و دهقان شورکند، حسن (۱۳۹۷). اثر عملکرد محیط‌زیست بر شادی: تحلیل بین کشوری. مدل‌سازی اقتصادی، (۲)۱۲، ۴۹-۷۲.

۹. خورسندی، مرتضی، و علی‌بابایی، نسترن (۱۳۹۵). بیکاری بدتر است یا تورم؟ مقایسه اثر بیکاری و تورم بر شادی. پژوهشنامه اقتصادی، (۶۳)۱۶، ۲۴-۱.

۱۰. شیشه‌گری، طه، و غفاری، فرهاد (۱۴۰۳). در جستجوی شادمانی: ساختار شادمانی براساس عوامل اقتصادی و غیراقتصادی. تحقیقات اقتصادی،۵۹(۱)، ۱۱۶-۸۱.

۱۱. صداقت‌کالمرزی، هانیه، فتاحی، شهرام، و سهیلی، کیومرث (۱۳۹۹). رانت نفت: شادی‌آفرین یا محنت‌بار؟. فصلنامه مدل‌سازی اقتصادسنجی، (۴)۵، ۳۱-۹.
۱۲. عبدی، حمزه (۱۳۹۱). سعادت و شادکامی: درآمدی بر سعادتمندی از دیدگاه اسلام با رویکرد روانشناسی مثبت‌گرا. قم: دارالحدیث.
۱۳. عظیمی، رضا (۱۴۰۰). بررسی رابطهٔ میزان دموکراسی و احساس شادکامی؛ مطالعهٔ مقطعی-ملی. جامعه‌شناسی کاربردی، (۱)۳۲، ۱۵۵-۱۶۸.
۱۴. فرجی‌دیزجی، سجاد، ضیغمی‌دهاقانی، فاطمه، و صادقی سقدل، حسین (۱۴۰۲). اثرات رانت منابع طبیعی و حکمرانی خوب بر شادکامی در کشورهای منتخب (رویکرد گشتاور تعمیم‌یافته). اقتصاد مقداری، (۲)۲۰، ۳۱-۱.
۱۵. کاوند، علی، و نادمی، یونس (۱۴۰۰). درجه باز بودن تجاری و شادی در کشورهای منتخب درحال‌توسعه. فصلنامه مدل‌سازی اقتصادسنجی، (۲)۶، ۱۱۷-۹۵.
۱۶. کریمی، محمدشریف، حیدریان، مریم، و حشمتی دایاری، الهام (۱۴۰۰). بررسی منحنی کوزنتس شادی و محاسبه شاخص شادی در استان‌های ایران. جامعه‌شناسی اقتصادی و توسعه، (۲)۱۰، ۱۵۷-۱۳۳.
۱۷. محمدیان منصور، صاحبه، گلخندان، ابوالقاسم، خوانساری، مجتبی، و گلخندان، داود (۱۳۹۴). تحلیل عوامل اجتماعی-اقتصادی مؤثر بر شادی (یک تحلیل اقتصادسنجی با درنظر گرفتن محدودیت‌های مذهبی). برنامه‌ریزی رفاه و توسعه اجتماعی، (۲۵)۶، ۱۶۳-۱۲۵.
۱۸. منصف، عبدالعلی، معلمی، مژگان، بیابانی، جهانگیر، نجاتی، مهدی، و طاهری‌زاده اناری-پور، جواد (۱۳۹۸). بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر شادی در کشورهای منتخب: رهیافت رگرسیون آستانه‌ای پانل. پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی،(۳۶)۹، ۳۴-۱۵.
۱۹. مومنی‌مهموئی، فاطمه و رزمی، محمدجواد (۱۴۰۱). رابطه اندازه دولت با شادکامی. رفاه اجتماعی، (۸۷)۲۲، ۷۳-۱۰۴.
۲۰. میکائیلی، جعفر، خورسندی، مرتضی، و السادات‌همایونی، فاطمه (۱۳۹۶). بررسی نقش عوامل اجتماعی- اقتصادی مؤثر بر شادی (مطالعه موردی جمعیت فعال شهر تهران). پژوهشنامه مددکاری اجتماعی، (۱۲)۴، ۴۱-۱.
۲۱. نادمی، یونس، و جلیلی کامجو، پرویز (۱۳۹۷). ارزیابی تأثیر فقر مطلق و نسبی بر نابرابری شادی در ایران. مدل‌سازی اقتصادی، (۱)۱۲، ۲۶-۱.

22. Abounoori, E., & Asgarizadeh, D. (2013). Macroeconomic factors affecting happiness. *International Journal of Business and Development Studies*, 5(1). 5–22.
23. Afesorgbor, S. K. (2021). Sanctioned to starve? The impact of economic sanctions on food security in targeted states. In *Research Handbook on Economic Sanctions*. Edward Elgar Publishing.
24. Agan, Y., Sevinc, E., & Orhan, M. (2009). Impact of main macroeconomic indicators on happiness. *European Journal of Economic and Political Studies*, *2*(2), 13–21.
25. Argyle, M. (1999). *Causes and correlates of happiness*. In: Kahneman, D., Diener E., Schwarz, N. (eds) Well–being: the foundations of hedonic psychology. Russell Sage Foundation, New York, pp. 353–373.
26. Argyle, M. (2001). *The psychology of happiness* (2nd ed.). Routledge, London.
27. Behera, D. K., Rahut, D. B., Padmaja, M., & Dash, A. K. (2024). Socioeconomic Determinants of Happiness: Empirical Evidence from Developed and Developing Countries. *Journal of Behavioral and Experimental Economics*, 109, 102187.
28. Blanchflower, D. G. (2007). Is Unemployment more Costly than Inflation?, *Working Paper*, No. 13505, National Bureau of Economic Research.
29. Clark, A. & Oswald, A. (1994). "Unhappiness and Unemployment." *Economic Journal*, 104 (424): 648-659.
30. Diener, E. & Lucas, R. (1999). *Personality and subjective well–being*. In: Kahneman, D., Diener, E. and Schwarz, N., Eds., Foundations of Hedonic Psychology, Russell Sage, New York, 213–229.
31. Dreze, J., & Gazdar, H. (1992). Hunger and poverty in Iraq, 1991. *World Development*, 20(7), 921–945.
32. Easterlin, R. A. (1974) ). Does economic growth improve the human lot? Some empirical evidence. In David, P. A. and Reder, M. W. (Eds.), *Nations and Households in Economic Growth*, Academic Press.
33. https://doi.org/10.1016/B978-0-12-205050-3.50008-7.
34. Flavin, P. (2019). State government public goods spending and citizens' quality of life. *Social science research*, *78*, 28–40.

35. Frey, B. S. & Stutzer, A. (2002). *Happiness and Economics*. Princeton and Oxford: Princeton University Pres.
36. Ghorbani Dastgerdi, H., Yusof, Z. B., & Shahbaz, M. (2018). Nexus between economic sanctions and inflation: a case study in Iran. *Applied Economics*, *50*(49), 5316–5334.
37. Joshanloo, M. (2013). A Comparison of Western and Islamic Conceptions of Happiness. *Journal of Happiness Studies*, 14, 1857–1874. https://doi.org/10.1007/s10902-012-9406-7
38. Lee, S. J. (2022). *Public Happiness*, Springer Cham, Switzerland AG. https://doi.org/10.1007/ 978–3 –030–89643–0
39. Li, Q., & An, L. (2020). Corruption Takes Away Happiness: Evidence from a Cross–National Study. *Journal of Happiness Studies*, *21*(2), 485–504.
40. Lim, H. E., Shaw, D., Liao, P. S., & Duan, H. (2020). The effects of income on happiness in East and South Asia: Societal values matter? *Journal of Happiness Studies*, 21(2), 391–415.
41. Nasr, S. H. (2014). Happiness and the attainment of happiness: An Islamic perspective. *Journal of Law and Religion*, *29*(1), 76–91. doi:10.1017/jlr.2013.18
42. Paleologou, S. M. (2022). Happiness, democracy, and socio–economic conditions: Evidence from a difference GMM estimator. *Journal of Behavioral and Experimental Economics*, 101945.
43. Patwari, P., & Grover, S. S. (2022). Relationship Between Subjective Happiness and Social Media Usage: Self–Esteem as a Mediator. *International Journal of Indian Psychology*, *10*(2). https://doi.org/10.25215/1002.062.
44. Peksen, D. (2011). Economic sanctions and human security: the public health effect of economic sanctions. *Foreign Policy Analysis*, 7(3), 237–251.
45. Pesaran, M.H. & Shin, Y., (1995). *An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis*, Cambridge Working Papers in Economics 9514, Faculty of Economics, University of Cambridge.
46. Pesaran, M. H. & Pesaran, B. (1997). *Working With Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis* (Oxford: Oxford University Press)

47. Pesaran, M.H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001) "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationship," *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. https://doi.org/10.1002/jae.616.

48. Phu, B., & Gow, A. J. (2019). Facebook use and its association with subjective happiness and loneliness. *Computers in Human Behavior*, 92, 151–159.

49. Sameem, S., & Buryi, P. (2019). Impact of unemployment on happiness in the United States. *Applied Economics Letters*, 26(12), 1049–1052.

50. Shahama, A., Patel, A., Carson, J. & Abdel–Khalek, A.M. (2022). The pursuit of happiness within Islam: a systematic review of two decades of research on religiosity and happiness in Islamic groups, *Mental Health, Religion & Culture*, 25(7), 629–651, DOI: 10.1080/13674676.2022.2028748

51. Tay, L., Herian, M. N., & Diener, E. (2014). Detrimental effects of corruption and subjective well–being: Whether, how, and when. *Social Psychological and Personality Science*, *5*(7), 751–759.

52. Tov, W., & Diener, E. (2007). Culture and subjective well–being. In S. Kitayama & D. Cohen (Eds.), *Handbook of cultural psychology* (pp. 691–713). New York: Guilford**.**

53. Yan, B., & Wen, B. (2020). Income inequality, corruption and subjective well–being. *Applied Economics*, 52(12), 1311–1326.

## پیوست

**جدول (۱–پ): تعریف متغیرها و منابع داده‌ها**

| Variable | Definition | Source |
|---|---|---|
| **HAP** | شاخص شادکامی: این شاخص که خوشبختی ذهنی ( subjective well–being) نیز نامیده می‌شود، براساس کیفیت زندگی در کشورهای مختلف ازطریق پرسش‌نامه اندازه‌گیری می‌شود. عدد بزرگ‌تر نشان‌دهنده زندگی بهتر ازنظر افراد است. | **(1)** Helliwell, J. F., Layard, R., Sachs, J. D., De Neve, J.–E., Aknin, L. B., & Wang, S. (Eds.). (2024). The World Happiness Report. https://worldhappiness.report/ |
| **SAN** | تحریم‌های وضع شده توسط آمریکا علیه ایران به‌دلیل فعالیت‌های هسته‌ای | Syropoulos, C., G. Felbermayr, A. Kirilakha, E. Yalcin, Erdal, and Y.V. Yotov, 2022. "The Global Sanctions Data Base – Release 3 : COVID–19, Russia, and Multilateral Sanctions," School of Economics Working Paper Series 2022–11, LeBow College of Business, Drexel University, |
| **COR** | شاخص فساد: فساد باعث اختلال در اقتصاد و سرمایه‌گذاری می‌شود. باعث کاهش کارایی دولت و فعالان بخش خصوصی شده و می‌تواند باعث بی‌ثباتی در فرآیند سیاسی شود. توجه شود که عدد بالاتر نشان‌دهنده فساد کمتر و عدد کمتر بیان‌کننده فساد بیشتر است. حداکثر مقدار این شاخص عدد شش است. | ICRG published by PRS |
| **WUI** | شاخص نااطمینانی جهانی برای کشور ایران: این شاخص دربرگیرنده نااطمینانی مرتبط به مسائل اقتصادی و سیاسی در کوتاه‌مدت و بلندمدت است. | World Uncertainty Index |
| **LGDPP** | لگاریتم تولید ناخالص سرانه براساس برابری قدرت خرید (PPP). داده‌ها براساس دلار ثابت ۲۰۱۷ است. | World Development Indicators (WDI), https://databank.worldbank.org/source/world–development–indicators |
| **NET** | دسترسی به اینترنت: این داده براساس استفاده افراد از اینترنت از هر نقطه در سه ماه گذشته اندازه‌گیری شده است. | |
| **UN** | نرخ بیکاری | |
| **COVID19** | همه‌گیری کرونا یا COVID–19 . | World Health Organization (WHO). https://www.who.int |

**جدول (۲a–پ): آزمون ریشه واحد ADF (روش ایم، پسران و شین) برای تفاضل مرتبه دوم متغیرها**

(فرضیه صفر وجود ریشه واحد است)

| متغیر | آماره t | احتمال | E(t) | E(Var) | Lag | Max Lag | مشاهده |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| D(COR,2) | -9.3273 | 0.0000 | -1.496 | 0.773 | 2 | 11 | 67 |
| D(HAP,2) | -7.1329 | 0.0000 | -1.464 | 0.810 | 4 | 11 | 65 |
| D(IP,2) | -15.072 | 0.0000 | -1.496 | 0.773 | 2 | 11 | 67 |
| D(LGDPP,2) | -9.8742 | 0.0001 | -1.521 | 0.756 | 1 | 11 | 68 |
| D(NET,2) | -31.323 | 0.0001 | -1.492 | 0.782 | 2 | 10 | 63 |
| D(WUI,2) | -10.173 | 0.0001 | -1.523 | 0.752 | 1 | 11 | 72 |
| D(UN,2) | -9.6063 | 0.0000 | -1.496 | 0.773 | 2 | 11 | 67 |

منبع: محاسبات نویسندگان

**جدول (۲ b-پ): آزمون ایستایی فلیپس–پرون برای متغیرها در سطح**

فرضیه صفر ریشه واحد

| متغیر | احتمال | Bandwidth | Obs |
|---|---|---|---|
| WU | 0.5447 | 1.0 | 75 |
| UN | 0.7381 | 1.0 | 71 |
| LGDPP | 0.1172 | 1.0 | 71 |
| HAP | 0.1066 | 2.0 | 71 |
| COR | 0.5171 | 1.0 | 71 |
| NET | 0.9838 | 21.0 | 67 |

منبع: محاسبات نویسندگان

**جدول (۲ c–پ): آزمون ریشه واحد KPSS برای متغیر LGDPP**

| LM–Stat. Null Hypothesis : LGDPP is stationary | | |
|---|---|---|
| 0.333103 | Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin test statistic | |
| 0.739000 | 1% level | Asymptotic critical values : |
| 0.463000 | 5% level | |
| 0.347000 | 10% level | |

منبع: محاسبات نویسندگان

**جدول (d ۲–پ): آزمون ایستایی لی و استرازیسیچ با شکست برای متغیر**

LGDPP (فرضیه صفر: ریشه واحد با شکست)

| | | |
|---|---|---|
| 4.925070– | Minimum test statistic (tau) | |
| 2011Q3 | Break point | |
| -4.834683 | 1% level | Test critical values |
| -4.268873 | 5% level | |
| -3.980857 | 10% level | |

منبع: محاسبات نویسندگان

**جدول (۳–پ): برآورد الگوی کوتاه‌مدت با روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی**

متغیر وابسته: شادکامی HAP

| متغیر | ضریب | خطای معیار | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|---|
| HAP(-1) | 0.297505 | 0.116959 | 2.543677 | 0.0153 |
| HAP(-2) | -0.193968 | 0.103937 | -1.866211 | 0.0700 |
| LGDPP | -1.959251 | 0.713143 | -2.747347 | 0.0092 |
| LGDPP(-1) | 0.483684 | 0.843008 | 0.573760 | 0.5696 |
| LGDPP(-2) | -0.333181 | 0.832655 | -0.400143 | 0.6914 |
| LGDPP(-3) | -0.472681 | 0.829265 | -0.570000 | 0.5721 |
| LGDPP(-4) | -1.964407 | 0.681183 | -2.883815 | 0.0065 |
| UN | -0.172514 | 0.026914 | -6.409765 | 0.0000 |
| UN(-1) | 0.042053 | 0.036083 | 1.165434 | 0.2513 |
| UN(-2) | -0.026448 | 0.034543 | -0.765673 | 0.4487 |
| UN(-3) | 0.009330 | 0.031663 | 0.294660 | 0.7699 |
| UN(-4) | 0.097259 | 0.026713 | 3.640910 | 0.0008 |
| WUI | -1.182612 | 0.324473 | -3.644713 | 0.0008 |
| WUI(-1) | 0.407457 | 0.407985 | 0.998705 | 0.3244 |
| WUI(-2) | -0.274105 | 0.399223 | -0.686595 | 0.4966 |
| WUI(-3) | -0.096980 | 0.372707 | -0.260205 | 0.7961 |
| WUI(-4) | -0.940804 | 0.381174 | -2.468175 | 0.0183 |
| NET | 0.010610 | 0.002739 | 3.873172 | 0.0004 |
| COR | -0.038368 | 0.243286 | -0.157706 | 0.8755 |
| COR(-1) | 0.037159 | 0.297038 | 0.125098 | 0.9011 |
| COR(-2) | -0.022206 | 0.296645 | -0.074857 | 0.9407 |
| COR(-3) | -0.010144 | 0.296426 | -0.034220 | 0.9729 |
| COR(-4) | 0.722027 | 0.249983 | 2.888302 | 0.0064 |
| SAN | -0.136198 | 0.035829 | -3.801284 | 0.0005 |
| COVID19 | -0.231114 | 0.079203 | -2.917975 | 0.0060 |
| COVID19(-1) | 0.018224 | 0.075604 | 0.241049 | 0.8108 |
| C | 44.51993 | 6.457351 | 6.894457 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| 4.871153 | Mean dependent var | 0.947306 | R-squared |
| 0.270913 | S.D. dependent var | 0.910278 | Adjusted R-squared |
| -1.889297 | Akaike info criterion | 0.081148 | S.E. of regression |
| -0.978519 | Schwarz criterion | 0.243645 | Sum squared resid |
| -1.530496 | Hannan-Quinn criter. | 87.45752 | Log likelihood |
| 1.545347 | Durbin-Watson stat | 25.58352 | F-statistic |
| | | 0.000000 | Prob(F-statistic) |

منبع: محاسبات نویسندگان

**جدول (۴-پ): برآورد الگوی تصحیح خطا: روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی**

| متغیر | ضریب | خطای معیار | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|---|
| D(HAP(-1)) | 0.193968 | 0.086371 | 2.245752 | 0.0308 |
| D(LGDPP) | -1.959251 | 0.556414 | -3.521212 | 0.0012 |
| D(LGDPP(-1)) | 2.770269 | 0.649417 | 4.265777 | 0.0001 |
| D(LGDPP(-2)) | 2.437088 | 0.615487 | 3.959610 | 0.0003 |
| D(LGDPP(-3)) | 1.964407 | 0.604894 | 3.247524 | 0.0025 |
| D(UN) | -0.172514 | 0.022035 | -7.829186 | 0.0000 |
| D(UN(-1)) | -0.080140 | 0.025588 | -3.131886 | 0.0034 |
| D(UN(-2)) | -0.106589 | 0.023612 | -4.514219 | 0.0001 |
| D(UN(-3)) | -0.097259 | 0.023398 | -4.156784 | 0.0002 |
| D(WUI) | -1.182612 | 0.248984 | -4.749746 | 0.0000 |
| D(WUI(-1)) | 1.311888 | 0.303714 | 4.319484 | 0.0001 |
| D(WUI(-2)) | 1.037784 | 0.267478 | 3.879882 | 0.0004 |
| D(WUI(-3)) | 0.940804 | 0.265039 | 3.549675 | 0.0011 |
| D(COR) | -0.038368 | 0.196750 | -0.195007 | 0.8465 |
| D(COR(-1)) | -0.689678 | 0.206727 | -3.336181 | 0.0019 |
| D(COR(-2)) | -0.711884 | 0.207162 | -3.436369 | 0.0015 |
| D(COR(-3)) | -0.722027 | 0.207390 | -3.481493 | 0.0013 |
| SAN | -0.136198 | 0.022045 | -6.178075 | 0.0000 |
| COVID19 | -0.231114 | 0.062908 | -3.673863 | 0.0008 |
| COVID19(-1) | 0.018224 | 0.061866 | 0.294574 | 0.7700 |
| CointEq(-1) | -0.896463 | 0.090704 | -9.883385 | 0.0000 |
| R-squared | 0.821528 | | | -0.008131 |
| Adjusted R-squared | 0.738518 | Mean dependent var | | |
| S.E. of regression | 0.075274 | S.D. dependent var | | 0.147206 |
| Sum squared resid | 0.243645 | Akaike info criterion | | -2.076797 |
| Log likelihood | 87.45752 | Schwarz criterion | | -1.368414 |
| Durbin-Watson stat | 1.545347 | Hannan-Quinn criter. | | -1.797729 |

| F-Bounds Test. Null Hypothesis : No levels relationship | | | | |
|---|---|---|---|---|
| I(1) | I(0) | Signif. | Value | Test Statistic |
| 3 | 2.08 | 10% | 12.00733 | F-statistic |
| 3.38 | 2.39 | 5% | 5 | k |
| 3.73 | 2.7 | 2.5% | | |
| 4.15 | 3.06 | 1% | | |

منبع: محاسبات نویسندگان