

Research Paper

Prevalence of Depression and the Related Demographic and Socioeconomic Factors in the Post-COVID Era: A Population-Based Study in Iran



Soroush Zolghadri¹ , Majid Hadavi² , *Hadi Bahrami Ehsan³

1. Department of Psychology, Faculty of Education and Psychology, Tehran University, Tehran, Iran.
2. Department of Transportation Planning, Faculty of civil engineering, Sharif University of Technology, Tehran, Iran.
3. Department of Psychology, Faculty of Education and Psychology, Tehran University, Tehran, Iran.



Citation Zolghadri S, Hadavi M, Bahrami Ehsan H. [Prevalence of Depression and the Related Demographic and Socioeconomic Factors in the Post-COVID Era: A Population-Based Study in Iran (Persian)]. *Iranian Journal of Psychiatry and Clinical Psychology*. 2024; 30:E4949.1. <http://dx.doi.org/10.32598/ijpcp.30.4949.1>

<http://dx.doi.org/10.32598/ijpcp.30.4949.1>

Received: 15 Apr 2024

Accepted: 27 Oct 2024

Available Online: 13 Nov 2024

ABSTRACT

Objectives Several studies have examined the prevalence of depression in Iran, mainly before and during the COVID-19 pandemic. There is a lack of information regarding the rate of depression in the post-covid era. Therefore, this study aims to investigate the prevalence of depression among people aged ≥ 15 years in Iran and find the associated demographic and socio-economic factors in the post-COVID era.

Methods This is a descriptive-analytical population-based study that was conducted from February to April 2023 on 2,892 Iranian people ≥ 15 years, who were selected using proportional stratified sampling method. The patient health questionnaire (PHQ-2) was administered through telephone interviews. Data were analyzed using descriptive statistics, independent t-tests, and multiple logistic regression analysis in SPSS software, version 21 and R software.

Results The mean age of respondents was 43.6 years (42.6 for women and 44.7 for men). In total, 42.1% of the respondents had major depressive disorder (39.6% males and 44.6% females with mean scores of 2.25 ± 1.83 and 2.52 ± 1.71 , respectively). Based on the results of multiple regression analysis, age 25-40 (OR=1.39, 95% CI: 0.99-1.96), being single (OR=1.51, 95% CI: 1.15-1.98), being widowed/widower (OR=1.50, 95% CI: 1.06-2.12), being divorced (OR=1.67, 95% CI: 1.07-2.62), and unemployment (OR=1.50, 95% CI: 1.09-2.05) were associated with a greater likelihood of depression, while having an academic education (OR=0.65, 95% CI: 0.50-0.84) and being a homeowner (OR=0.74, 95% CI: 0.62-0.88) were associated with a lower likelihood. The results showed no significant association between depression prevalence and the factors of place of residence (urban/rural), gender, or income level.

Conclusion There is a relatively high prevalence of depression in the post-COVID era in Iran. Some demographic and socio-economic factors play a significant role in the prevalence of depression, which underscores the importance of considering a wide range of factors influencing depression in mental health policy-making and interventions for Iranian people.

Key words:

Depression, Iran, General population, Covid-19, Socio-demographic factors

* Corresponding Author:

Hadi Bahrami Ehsan, Professor.

Address: Department of Psychology, Faculty of Education and Psychology, Tehran University, Tehran, Iran.

Tel: +98 (21) 61117480

E-mail: hbahrami@ut.ac.ir



Copyright © 2024 The Author(s); Publisher by Iran University Medical Sciences
This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>), which permits use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

Extended Abstract

Introduction

P psychological disorders are among one of the main global health concerns. Despite advancements in treatment programs in the past two decades, the prevalence of these disorders is showing an alarming increase [1]. Nearly 970 million people, constituting 12% of the world's population, suffer from psychological disorders, mostly residing in low- and middle-income countries [2, 3]. Psychological disorders, including depression, contribute substantially to disability-adjusted life years [4]. The COVID-19 pandemic increased the prevalence of depression in people, emphasizing the urgency needed for preventive and intervention measures [5]. A systematic review study revealed a noteworthy surge in the global prevalence of depression, particularly in certain Asian countries, following the COVID-19 outbreak [8]. In Iran, various studies have shown varying depression prevalence rates, with higher rates in women and residents of rural areas and small towns [13]. The studies conducted after the COVID-19 pandemic in Iran have reported a surge in depression prevalence, especially among specific demographic groups [14-20]. There is a lack of information regarding the current state of mental health in the Iranian community. Therefore, this study aims to investigate the prevalence of depression and the associated demographic and socio-economic factors among people aged ≥ 15 years in Iran.

Methods

This is a descriptive-analytical population-based study that was conducted from February to April 2023. Based on the 2015 national population and housing census [23], the study population consists of all Iranian citizens aged 15 and older ($n=60,733,605$). The sample size was determined using Cochran's formula, which was 3,018, considering a 10% sample dropout. A multistage stratified sampling approach was adopted for recruiting samples from different provinces based on the inclusion criteria (residency in Iran, verbal communication ability to respond to the questions, age ≥ 15 , and voluntary informed consent). Exclusion criteria were unwillingness to continue the interview and giving incomplete answers.

The information was collected through telephone interviews using the Computer-Assisted Telephone Interviewing (CATI) system. Questionnaires were used for data collection, including demographic and socioeconomic factors and the Patient Health Questionnaire (PHQ-2).

Descriptive statistics, including frequency, percentage, mean, and standard deviation were computed in SPSS software, version 21. Hypotheses were tested using Welch's t-test and logistic regression analysis. The significant impact of independent variables on the dependent variable was examined using the Wald test and likelihood ratio test in the "lmtest" package in R software. $P < 0.05$ was considered statistically significant.

Results

Of 3,018 individuals who participated in the interviews, 126 were excluded due to incomplete responses. Therefore, the analysis was done on 2,892 respondents. Their mean age was 43.6 ± 16.9 years (42.6 for women and 44.7 for men). Utilizing the PHQ-2 tool and based on a cut-off point of 3, the study revealed that 1,218 people (42.1%) had clinical depression symptoms, while 1,674 people (57.9%) did not manifest depression symptoms. The depression prevalence rate was 44.6% for women and 39.6% for men, with mean depression scores of 2.52 ± 1.71 and 2.25 ± 1.83 , respectively.

We analyzed the predictors of depression using the multiple logistic regression model, including gender, education, age, place of residence, marital status, income, and housing status. The findings revealed that housing status ($\beta = -0.30$, $OR = 0.74$, $P = 0.000$), being single ($\beta = 0.41$, $OR = 1.51$, $P = 0.002$), being widowed/widower ($\beta = 0.40$, $OR = 1.50$, $P = 0.020$), being divorced ($\beta = 0.51$, $OR = 1.67$, $P = 0.023$), having an academic degree ($\beta = -0.42$, $OR = 0.65$, $P = 0.001$), unemployment ($\beta = 0.40$, $OR = 1.50$, $P = 0.011$), age 25-40 ($\beta = 0.33$, $OR = 1.39$, $P = 0.050$), and being a homeowner ($\beta = -0.30$, $OR = 0.74$, $P = 0.001$) had significant associations with depression (Table 1).

Conclusion

In this study, it was found that 42% of Iranian people had major depressive disorder. This prevalence indicates a high number of individuals experiencing depression, but due to the relatively low predictive value of 3 as the cut-off point of the PHQ-2 [32], there may be a potential for overestimation. Although women showed higher depression rates, the gender factor was omitted from the multivariate regression model, emphasizing the need for a comprehensive approach beyond gender. The 25-40 age group exhibited marginally higher depression rates than the age group 15-25. No significant association between place of residence (rural/urban) and depression prevalence was observed. Education emerged as a protective factor, where people with a university education showed lower depression rates. Unemployment was as-

Table1. Logistic regression coefficients

Variables		β	SE	P	Adjusted OR	95% CI [Lower-upper]
Age	15-25	Ref				
	25-40	0.33	0.17	0.50	1.39	[0.999-1.961]
Housing status	Rented house	Ref				
	Own house	-0.30	0.08	0.000	0.74	[0.620-0.882]
Marital status	Married	Ref				
	Divorced	0.51	0.22	0.023	1.67	[1.074-2.621]
	Widowed/Wid- ower	0.40	0.17	0.020	1.50	[1.064-2.128]
	Single	0.41	0.13	0.002	1.51	[1.152-1.987]
Educational level	Illiterate	Ref				
	Academic educa- tion	-0.42	0.13	0.001	0.65	[0.501-0.847]
Occupation	Employed	Ref				
	Unemployed	0.40	0.15	0.11	1.50	[1.097-2.053]

Iranian Journal of
PSYCHIATRY AND CLINICAL PSYCHOLOGY

sociated with higher depression prevalence, underscoring the psychosocial impact of economic instability. Marital status played a significant role, where single, divorced, and widowed/widower individuals experienced higher depression rates than married people. The people with an income level of 8-10 million Tomans showed significantly lower depression rates. However, the income level was omitted from the multivariate regression model. This study provides valuable insights into post-COVID depression prevalence in Iran. The nuanced relationships between depression and some demographic and socio-economic factors underscore the importance of comprehensive, multivariate analyses in understanding mental health dynamics.

Ethical Considerations

Compliance with ethical guidelines

All ethical considerations were considered in this study. The study was approved by the Ethics Committee of the Faculty of Psychology and Education, [University of Tehran](#) (Code: IR.UT.PSYEDU.REC.1403.003).

Funding

This study was funded by the Strategic Center for Culture and Media in Tehran, Iran.

Authors contributions

Conceptualization and original draft preparation: Soroush Zolghadri; Methodology, data collection, and Formal Analysis: Majid Hadavi; Editing and supervision: Hadi Bahrami Ehsan.

Conflicts of interest

The authors declared no conflict of interest.

Acknowledgments

The authors would like to thank the Strategic Center for Culture and Media and the [University of Tehran](#) for their support and all the individuals who participated in this study for their cooperation.

مقاله پژوهشی

شیوع افسردگی و عوامل مرتبط جمعیت‌شناختی و اجتماعی-اقتصادی، پس از همه‌گیری کرونا: یک مطالعه ملی

سروش ذوالقدری^۱، مجید هادوی^۲، هادی بهرامی احسان^۳

۱. گروه روان‌شناسی، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی دانشگاه تهران، تهران، ایران.

۲. گروه مهندسی و برنامه‌ریزی حمل و نقل، دانشکده مهندسی عمران، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران.

۳. گروه روان‌شناسی، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی دانشگاه تهران، تهران، ایران.

Use your device to scan
and read the article online

Citation Zolghadri S, Hadavi M, Bahrami Ehsan H. [Prevalence of Depression and the Related Demographic and Socioeconomic Factors in the Post-COVID Era: A Population-Based Study in Iran (Persian)]. *Iranian Journal of Psychiatry and Clinical Psychology*. 2024; 30:E4949.1. <http://dx.doi.org/10.32598/ijpcp.30.4949.1>

doi <http://dx.doi.org/10.32598/ijpcp.30.4949.1>



تاریخ دریافت: ۲۷ فروردین ۱۴۰۳

تاریخ پذیرش: ۰۶ آبان ۱۴۰۳

تاریخ انتشار: ۲۳ آبان ۱۴۰۳

اهداف مطالعات متعددی در زمینه بررسی شیوع افسردگی انجام شده است. این تحقیقات عمدتاً به سال‌های گذشته و دوران اوج همه‌گیری کرونا بازمی‌گردند. اکنون با گذشت زمان و بازگشت به شرایط نسبتاً با ثبات، اطلاعاتی از وضعیت کنونی سلامت روان جامعه در دسترس نیست. بنابراین این مطالعه با هدف بررسی شیوع افسردگی و عوامل جمعیت‌شناختی و اجتماعی-اقتصادی مرتبط با آن در افراد ۱۵ سال به بالا در جمهوری اسلامی ایران انجام شد.

مواد و روش‌ها پژوهش حاضر از نظر هدف بنیادی و از نوع توصیفی-تحلیلی بود که در اسفند و فروردین سال ۱۴۰۲ انجام شد. جامعه آماری پژوهش شامل کلیه افراد ۱۵ ساله و بالاتر ساکن ایران بودند که از میان آن‌ها ۲۸۹۲ نفر به شیوه‌ی نمونه‌گیری طبقه‌ای نسبی، برای نمونه پژوهشی انتخاب شدند و با پرسش‌نامه سلامت بیمار (۲۰۰۳) به صورت تلفنی و با مصاحبه ارزیابی شدند. سپس داده‌های حاصل با استفاده از آزمون تی مستقل و رگرسیون لجستیک چندگانه، از طریق نسخه ۲۱ بسته آماری برای علوم اجتماعی و نرم‌افزار R تجزیه و تحلیل شدند.

یافته‌ها میانگین سنی پاسخ‌دهندگان ۴۳/۶ سال (۴۲/۶ برای زنان و ۴۴/۷ برای مردان) بود. در مجموع، ۴۲/۱ درصد کل افراد، ۳۹/۶ درصد از مردان و ۴۴/۶ درصد از زنان دارای نمره‌ای در محدوده افسردگی بیمارگون براساس پرسش‌نامه سلامت بیمار ۲ سوالی بودند و میانگین نمره افسردگی آنان به ترتیب $1/83 \pm 2/25$ و $1/71 \pm 2/52$ بود. همچنین براساس نتایج حاصل از تحلیل چندمتغیری، مجرد $OR=1/51$ و ۹۵ فاصله اطمینان $1/15-1/98$ ، بیوه $OR=1/50$ و ۹۵ فاصله اطمینان $1/06-2/12$ ، و مطلقه بودن $OR=1/67$ و ۹۵ فاصله اطمینان $1/07-2/67$ ، بیکاری $OR=1/50$ و ۹۵ فاصله اطمینان $1/09-2/05$ و قرار داشتن در گروه سنی ۲۵ تا ۴۰ سال $OR=1/39$ و ۹۵ فاصله اطمینان $0/99-1/96$ ، بخت وقوع افسردگی را افزایش می‌دهد، درحالی‌که صاحبخانه بودن $OR=0/74$ و ۹۵ فاصله اطمینان $0/62-0/88$ و داشتن تحصیلات دانشگاهی $OR=0/65$ و ۹۵ فاصله اطمینان $0/50-0/84$ بخت وقوع افسردگی را کاهش می‌داد.

نتیجه‌گیری نتایج پژوهش حاضر نشان‌دهنده شیوع نسبتاً بالای افسردگی در دوران پساکرونا در ایران است. همچنین مطالعه حاضر تأیید کرد که عوامل جمعیت‌شناختی و اجتماعی-اقتصادی نقش مهمی در شیوع افسردگی دارند. جوانان (۲۵ تا ۴۰ سال)، افراد بیکار، مجرد، مطلقه یا بیوه در معرض خطر بیشتری برای ابتلا به افسردگی قرار دارند، درحالی‌که تحصیلات دانشگاهی و صاحبخانه بودن عوامل محافظت‌کننده افسردگی محسوب می‌شوند. تفاوت‌های مشاهده‌شده در میزان افسردگی بین مردان و زنان، پس از بررسی تأثیر سایر متغیرها نشان داد نقش‌های اجتماعی زنان به جای جنسیت، ممکن است علت اصلی تفاوت در میزان افسردگی باشد. علاوه بر این، نتایج نشان داد شیوع افسردگی میان ساکنان شهرها و روستاها تفاوت معنی‌داری ندارد. همچنین درآمد بالاتر به دلیل تحصیلات بالاتر یا صاحبخانه بودن با خطر کمتری برای افسردگی همراه بود. این یافته‌ها بر اهمیت توجه به مجموعه وسیعی از عوامل مؤثر بر افسردگی در سیاست‌گذاری‌ها و مداخلات سلامت روان تأکید می‌کنند.

کلیدواژه‌ها:

افسردگی، ایران، جمعیت عمومی، کووید-۱۹، عوامل جمعیت‌شناختی

* نویسنده مسئول:

دکتر هادی بهرامی احسان

نشانی: تهران، دانشگاه تهران، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، گروه روان‌شناسی.

تلفن: ۶۱۱۱۲۴۸۰ (۲۱) ۹۸+

پست الکترونیکی: hbahrami@ut.ac.ir

Copyright © 2024 The Author(s); Publisher by Iran University Medical Sciences

This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>), which permits use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

مقدمه

در میان مطالعاتی که به بررسی مستقیم شیوع اختلالات روانی در جمعیت بالای ۱۵ سال در مناطق شهری و روستایی ایران پرداخته‌اند، مطالعه نوربالا و همکاران است که با استفاده از پرسش‌نامه سلامت عمومی^۲ (GHQ-28)، شیوع اختلالات روانی مشکوک را در یک نمونه ۳۵۰۱۴ نفری از افراد ۱۵ ساله و بالاتر، ۲۱ درصد (۲۵/۹) درصد زن و ۱۴/۹ درصد مرد) ارزیابی کرده‌اند [۱۱]. مطالعه دیگری مانند مطالعه نوربالا و همکاران، چند سال بعد بر روی نمونه ۳۶۰۰ نفری بوده است. این مطالعه نشان داد ۲۳/۴۴ درصد از افراد به داشتن اختلال روانی مشکوک بودند [۱۲] و در آخرین مطالعه‌ای که در سال ۱۳۹۹ بر روی نمونه ۲۴۵۸۴ نفری از افراد ۱۵ ساله و بالاتر در زمینه بررسی شیوع‌شناسی اختلالات روانی در ایران، ۱ سال پس از آغاز شیوع کووید-۱۹ انجام شد، ۲۹/۷ درصد (۳۱/۷۵) درصد زن و ۲۶/۶۴ درصد مرد) افراد به داشتن اختلال روانی مشکوک بودند و ۲۵/۲۴ درصد نیز دارای علائم افسردگی بودند که نشان از افزایش آمار شیوع اختلالات روانپزشکی نسبت به پیش از دوران همه‌گیری کووید-۱۹ دارد.

همچنین این آمار در افراد ۲۵-۴۴ سال، ساکنین شهر، بی‌سواد یا کم‌سواد، مطلقه و بیوه، بیکار یا ازکارافتاده بیشتر بود [۱۳]. مطالعات دیگری نیز ۱ سال پس از آغاز همه‌گیری ویروس کووید-۱۹ در جمعیت عمومی ایران صورت گرفته و به دلیل شرایط همه‌گیری، عمدتاً به شیوه نظرسنجی آنلاین و غیرتصادفی بوده است که شیوع افسردگی را بین ۳۳ تا ۶۱ درصد نشان می‌دهد. طبق نتایج مطالعات پیش‌گفت شیوع افسردگی در افراد ۲۱ تا ۳۰ ساله، زنان، افراد مجرد، بیکار و دارای تحصیلات غیرآکادمیک، بالاتر از سایر گروه‌ها بوده است [۱۴-۲۰].

همان‌گونه که مقایسه نتایج پژوهش‌ها نشان می‌دهد، شیوع افسردگی پس از دوران همه‌گیری کووید-۱۹ افزایش یافته و آمار کم سابقه‌ای را از خود نشان می‌دهد و شواهد حاصل از بررسی‌های مرور نظام‌مند نیز تأییدکننده این موضوع هستند [۲۱]. گذشته از آن، شیوع این اختلال تحت تأثیر عواملی از قبیل سن، جنسیت، وضعیت تأهل، وضعیت اجتماعی-اقتصادی و غیره قرار دارد [۲۲]. بررسی این‌گونه عوامل به شناسایی گروه‌هایی که در برابر چالش‌های سلامت روان در دوران پس از همه‌گیری کووید-۱۹ آسیب‌پذیر هستند، کمک می‌کند [۲۱]. همچنین مطالعه اثرات منفرد و گروهی آن‌ها بر افسردگی برای به دست آوردن درک دقیقی از نحوه تأثیر این متغیرها بر پیامدهای سلامت روان حیاتی است.

علی‌رغم انجام مطالعات متعدد در زمینه بررسی شیوع افسردگی [۱۳-۲۰]، این تحقیقات عمدتاً به ۳ سال گذشته و دوران اوج

امروزه اختلالات روانی از مهم‌ترین علل مشکلات سلامتی جهان هستند و حتی با وجود توسعه داروهای روانپزشکی و گسترش برنامه‌های درمانی طی دو دهه اخیر، افزایش هشداردهنده‌ای از خود نشان می‌دهند [۱]. نزدیک به ۹۷۰ میلیون نفر در سراسر دنیا از بیماری‌های روانی رنج می‌برند که ۱۲ درصد از کل جمعیت جهان را تشکیل می‌دهد و در این میان، ۷۵ درصد از این افراد در کشورهای با درآمد کم و متوسط زندگی می‌کنند [۲، ۳]. براساس گزارش سازمان جهانی بار بیماری‌ها^۱ در سال ۲۰۱۹، ۷ مورد از ۲۵ علت اصلی «سال‌های زندگی با ناتوانی» در سراسر جهان به اختلالات روانی مربوط می‌شود که افسردگی در میان آنان در ششمین رتبه قرار گرفته است [۴]. همه‌گیری ویروس کرونا -ویروس جدید- چالش‌ها و استرس‌های بی‌سابقه‌ای را برای مردم سراسر جهان ایجاد کرد که ممکن است خطر ابتلا به افسردگی یا بدتر شدن آن را در برخی افراد افزایش دهد [۵] و در صورت عدم پیشگیری یا درمان، می‌تواند عواقب جدی برای فرد و جامعه داشته باشد. افزایش هزینه‌های درمانی، کاهش عملکرد فردی و اجتماعی، کمتر شدن پایداری به درمان و کاهش کیفیت زندگی، بخشی از پیامدهای این اختلال است [۶، ۷].

بررسی شیوع افسردگی و عوامل مؤثر بر آن، گام نخست برای پیشگیری و بهبود وضعیت این اختلال در دوران همه‌گیری و پس از آن است. مطالعات اپیدمیولوژیک اختلالات روانپزشکی نقش مهمی در تعیین سلامت روان جمعیت، برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری برای ارائه خدمات دارند. یک مرور سیستماتیک در زمینه شیوع اختلال افسردگی اساسی در کشورهای مختلف دنیا و مقایسه آن با پیش از دوران همه‌گیری کووید-۱۹ نشان داده است که شیوع این اختلال از ۳/۴۴ درصد به بیش از ۲۵ درصد افزایش یافته است. همچنین برخی از کشورهای آسیایی، شیوع بالاتری از این اختلال (۲۹/۲ درصد) را تجربه کرده‌اند [۸].

در ایران، مطالعات متعددی در زمینه شیوع اختلالات روانی انجام شده است. بخشی از آن‌ها به بررسی مرور نظام‌مند مطالعات شیوع‌شناسی در جمعیت استان‌های مختلف کشور پرداخته‌اند و بخش دیگر آن‌ها به بررسی مستقیم شیوع این اختلالات در سطح ملی پرداخته‌اند. نتایج یکی از این مطالعات مرور نظام‌مند، نشان داد شیوع افسردگی در ایران براساس مطالعات بررسی‌شده، ۳۵ درصد است [۹]. همچنین نتایج مرور نظام‌مند رفیعی و همکاران که به بررسی شیوع افسردگی و اضطراب ۱ سال پس از همه‌گیری کووید-۱۹ در کشورهای خاورمیانه پرداخت، حاکی از آن بود که برآورد شیوع نقطه‌ای افسردگی در ایران، ۳۵ درصد است [۱۰].

1. Global Burden of Diseases (GBD)

2. General Health Questionnaire (GHQ-28)

همه‌گیری کرونا باز می‌گردند. اکنون با گذشت زمان و بازگشت به شرایط نسبتاً با ثبات، اطلاعاتی از وضعیت کنونی سلامت روان جامعه در دسترس نیست. این تغییرات نیاز به بررسی مجدد و به‌روزرسانی اطلاعات را دوجندان کرده است تا بتوان تصویری از وضعیت کنونی جامعه ارائه داد و به سیاست‌گذاران در طراحی مداخلات مؤثر برای بهبود سلامت روان کمک کرد.

بنابراین هدف اصلی این مطالعه، بررسی وضعیت افسردگی و عوامل جمعیت‌شناختی و اجتماعی-اقتصادی مؤثر بر آن در جامعه پس از پایان همه‌گیری کروناست. به‌علاوه، با مقایسه آمار شیوع افسردگی در این دوره با نتایج مطالعات پیشین، تغییرات ممکن در وضعیت افسردگی بررسی خواهد شد. این مقایسه ممکن است نقش شرایط استثنایی همه‌گیری کرونا در روند افسردگی را روشن‌تر کند.

روش

پژوهش حاضر از نظر هدف بنیادی و از نوع توصیفی تحلیلی بود که در اسفند و فروردین سال ۱۴۰۲ انجام شد. جامعه آماری پژوهش براساس آخرین سرشماری نفوس و مسکن در سال ۱۳۹۵ از کلیه شهروندان ایرانی ۱۵ سال و بالاتر، شامل ۶۰۷۳۳۶۰۵ نفر بود [۲۳]. حجم نمونه براساس فرمول کوکران و با در نظر گرفتن سطح اطمینان ۹۵ درصد، خطای حاشیه‌ای ۰/۰۲ و حداکثر احتمال ویژگی موردنظر در جامعه ($P=0/5$)، ۲۴۰۱ نفر محاسبه شد [۲۴] که با در نظر گرفتن ۱۰ درصد ریزش نمونه و به‌منظور افزایش اعتبار بیرونی، ۳۰۱۸ نفر انتخاب شدند.

نمونه‌گیری در این پژوهش با روش تصادفی طبقه‌ای نسبی در چند مرحله انجام شد. در مرحله نخست، سهم مناطق شهری و روستایی هر استان براساس آخرین سرشماری نفوس و مسکن ۱۳۹۵ تعیین شد. سپس، شهرهای هر استان به چهار گروه براساس جمعیت تقسیم شدند:

گروه اول شامل شهرهایی با جمعیت بالای ۱ میلیون نفر،
گروه دوم شامل شهرهایی با جمعیت بین ۵۰۰ هزار تا ۱ میلیون نفر،
گروه سوم شامل شهرهایی با جمعیت بین ۱۰۰ هزار تا ۵۰۰ هزار نفر،
گروه چهارم شامل شهرهایی با جمعیت کمتر از ۱۰۰ هزار نفر
گروه پنجم روستاها.

بعد از تعیین سهم هر گروه، یک شهر به‌طور تصادفی از هر گروه انتخاب می‌شد. سپس با استفاده از شماره‌های تلفن ثابت که به‌صورت تصادفی و با نرم‌افزار توسط کامپیوتر تولید شده بودند، با خانوارهای هر گروه تماس گرفته می‌شد تا سهمیه‌ای که به آن‌ها اختصاص داده شده بود، به‌طور کاملاً تصادفی انتخاب شود.

برای مناطق روستایی نیز به همین شیوه عمل شد. برای اطمینان از تصادفی بودن فرد موردمصاحبه در میان اعضای خانوار نیز افراد با الهام از روش کیش انتخاب می‌شدند. در این روش، پس از تماس با خانوار، از سرپرست خانوار خواسته می‌شود که تمام اعضای خانوار را براساس سن فهرست کند. سپس، مصاحبه‌گر به‌طور تصادفی یکی از اعضای فهرست‌شده را برای انجام مصاحبه انتخاب می‌کند. این فرایند تضمین می‌کند که هریک از اعضای خانوار شانس مساوی برای انتخاب شدن داشته باشد و نمونه‌گیری به‌طور واقعی تصادفی باشد.

گردآوری داده‌ها نیز با استفاده از مصاحبه تلفنی به کمک کامپیوتر^۳ (CATI) انجام شد. در این مرحله، مصاحبه‌گران سؤالات پرسش‌نامه را به‌صورت تلفنی از افراد منتخب پرسیدند و پاسخ‌ها به‌طور خودکار در سیستم ثبت می‌شد.

معیارهای ورود شامل سکونت در ایران، داشتن توانایی برقراری ارتباط کلامی برای پاسخگویی به سؤالات، قرارگرفتن در رده سنی ۱۵ سال و بالاتر و رضایت آگاهانه برای شرکت در پژوهش بود. معیارهای خروج شامل عدم تمایل به ادامه مصاحبه و پاسخگویی ناقص به سؤالات می‌شد.

هدف اصلی هر مطالعه‌ای پیشرفت سلامت افراد باتوجه‌به حقوق انسانی آن‌ها است. بنابراین در این پژوهش نیز مبنای آغاز مصاحبه، رضایت کامل افراد برای همکاری، بدون ذکر نام و هویت آن‌ها بود و در ابتدای مصاحبه به افراد اطمینان داده شد که تمام اطلاعات اخذشده از آن‌ها محرمانه باقی خواهد ماند و محققان مسئول هرگونه افشاسازی اطلاعات هستند. همچنین تمام معیارهای رعایت اخلاق در پژوهش که همسو با بیانیه هلسینکی بود و در مطالعه حاضر موضوعیت داشت، رعایت شد.

از فراوانی، درصد و میانگین در نرم‌افزار SPSS نسخه ۲۱ برای توصیف داده‌ها، از آزمون تی ولج^۴ و رگرسیون لجستیک برای بررسی فرضیه‌ها و از آزمون والد^۵ و نسبت احتمال^۶ با استفاده از بسته lm-test در نرم‌افزار R به‌منظور پی بردن به اثر معنی‌دار مدل متغیرهای پیش‌بین بر متغیر ملاک، استفاده شد. همچنین در تمام موارد، سطح معنی‌داری آزمون ۰/۰۵ در نظر گرفته شد.

چک‌لیست اطلاعات جمعیت‌شناختی^۷

جهت بررسی مشخصات فردی شرکت‌کنندگان از اطلاعاتی نظیر جنسیت، سن، محل سکونت (شهرهای بزرگ با جمعیت بالاتر از ۱ میلیون نفر، شهرهای کوچک با جمعیت کمتر از ۱

3. Computer-Assisted Telephone Interview (CATI)

4. Welch Two Sample t-test

5. Wald test

6. Likelihood ratio test

7. Demographic Information Checklist

میلیون نفر و روستاها)، وضعیت سکونت (مستأجر یا صاحبخانه)، وضعیت تأهل (مجرد، متأهل، مطلقه و بیوه)، تحصیلات (ابتدایی و پایین‌تر، راهنمایی و متوسطه و تحصیلات دانشگاهی)، وضعیت اشتغال (شاغل، بازنشسته، خانه‌دار، محصل و بیکار)، درآمد (کمتر از ۴ میلیون، ۴ تا ۶ میلیون، ۶ تا ۸ میلیون، ۸ تا ۱۰ میلیون، ۱۰ میلیون و بالاتر) استفاده شد.

پرسش‌نامه سلامت بیمار-۲ آیتمی (PHQ-2)^۸

این پرسش‌نامه که کرونگ و همکاران در سال ۲۰۰۳ طراحی کرده‌اند، برای تشخیص اولیه و نظارت افسردگی استفاده می‌شود و از ۲ گزاره که فراوانی خلق افسرده و بی‌لذتی در ۲ هفته گذشته را مورد بررسی قرار می‌دهد، تشکیل شده است [۲۵]. این پرسش‌نامه، نوعی ابزار خودسنجی است که در آن فراوانی نشانه‌های افسردگی در مدت ۲ هفته، در یک طیف ۴ درجه‌ای لیکرت از اصلاً (۰) تا تقریباً هرروز (۳)، نمره‌گذاری می‌شود. مجموع نمره ۲ گویه، نمره نهایی را تشکیل می‌دهد که از نمره (۰) تا (۶) متغیر بوده و نمرات بالاتر نشان‌دهنده شدت افسردگی بیشتر است. مانیا و همکاران [۲۶] در مرور سیستماتیک خود نشان دادند ابزار یادشده دارای روایی و پایایی مناسب برای سنجش افسردگی بوده و حساسیت^۹ و ویژگی^{۱۰} این پرسش‌نامه در نمره برش ۲ به ترتیب، ۹۱ و ۷۰ بوده و در نمره برش ۳ به ترتیب ۷۶ و ۸۷ است.

همچنین لی و همکاران [۲۷] با اشاره به مصاحبه بالینی ساختاریافته^{۱۱} برای راهنمای تشخیصی و آماری اختلال‌های روانی-نسخه چهارم^{۱۲} گزارش کردند که این ابزار دارای حساسیت ۱۰۰، ویژگی ۷۷ و ناحیه زیرمنحنی^{۱۳} ۰/۸۸ برای تشخیص افسردگی در بیماران است. در ایران نیز ویژگی‌های روانسنجی این ابزار بررسی شده است. پژوهش دادفر و لستر، حاکی از روایی همگرای ۰/۶۹ این پرسش‌نامه با ابزارهای استاندارد سنجش افسردگی از جمله پرسش‌نامه بک و ضریب پایایی ۰/۷۴ با روش آلفای کرونباخ بود [۲۸]. همچنین قاضی‌سعیدی و همکاران، همسانی درونی این پرسش‌نامه به شیوه آلفای کرونباخ را ۰/۷۳ گزارش کردند [۲۹].

یافته‌ها برای تعیین نقطه برش دقیق این ابزار متعدد است، در حالی که یک مطالعه مرور نظام‌مند در نظر گرفتن نقطه برش ۳ را پیشنهاد می‌کند [۳۰]، مطالعه مرور نظام‌مند دیگری،

نقطه برش ۲ [۲۶] و پژوهشی دیگر، نقطه‌ای میان عدد ۳ و ۴ را بهترین نقطه برش برای گزارش افسردگی در نظر می‌گیرد [۳۱]. به همین دلیل و باتوجه به اینکه یک رویکرد نقطه برش برای تشخیص افسردگی در افراد ممکن است به احتمال بیشتر موارد کاذب مثبت یا منفی، در این پرسش‌نامه منجر شود [۳۲]، از شیوه محاسبه احتمال مشروط افسردگی نیز استفاده شد. همچنین پایایی این پرسش‌نامه به روش آلفای کرونباخ ۰/۶۵ به دست آمد. در شیوه محاسبه احتمال مشروط افسردگی به جای استفاده از یک نقطه برش معین که با در نظر گرفتن ویژگی^{۱۴} و حساسیت^{۱۵} محاسبه شده و به بیش‌برآورد^{۱۶} شیوع در جامعه هدف منجر می‌شود [۳۲]، از نسبت درست‌نمایی^{۱۷} استفاده می‌شود که برای تعیین دقت یک تست می‌تواند بهتر از ویژگی و حساسیت عمل کند، چراکه به میزان شیوع در جامعه مورد مطالعه حساسیت کمتری دارد [۳۳]. همچنین، استفاده از نقطه برش به از دست دادن اطلاعات منجر می‌شود؛ به گونه‌ای که افرادی که پایین‌تر از نقطه برش قرار می‌گیرند و تستشان منفی است، در احتمال سالم بودن مشابه هم نیستند و افرادی که بالاتر از نقطه برش، واقع شده‌اند و تستشان مثبت شده در احتمال بیمار بودن با یکدیگر تفاوت دارند [۳۴].

به‌طور نمونه، در میان مطالعاتی که به بررسی مشخصات روانسنجی و نقطه برش بهینه این ابزار می‌پردازند؛ در مطالعه آرول و همکاران، ۲۴ درصد از کسانی که مقدار تست PHQ-2 شان ۳ شده بود، واقعاً افسرده بودند و این درصد در کسانی که مقدار تستشان ۴ یا بیشتر بود، ۴۲ درصد بود [۳۵]؛ در حالی که براساس رویکرد نقطه برش بهینه (نقطه ۳ و بالاتر) تمام افراد بالاتر از این نقطه دارای احتمال یکسان برای افسرده بودن در نظر گرفته می‌شوند. همچنین ۰/۵ درصد از کسانی که تستشان صفر شده بود واقعاً افسرده بودند و ۱۰/۵ درصد از کسانی که تستشان ۲ شده بود، واقعاً افسرده بودند. این در حالی است که هم برای مقدار (۲) و هم برای مقدار (۰) نتیجه تست منفی است و افراد مذکور غیرافسرده در نظر گرفته می‌شوند.

زمانی که ارزش اخباری^{۱۸} برای نمرات و نقاط برش مختلف تست، دارای اختلاف بالایی است، تفسیر نتایج آن به‌صورت چند حالت، دقت برآورد را افزایش می‌دهد. این کار معمولاً با محاسبه نسبت درست‌نمایی برای مقادیر مختلف تست یا بازه‌های مختلف نتیجه تست در تست‌های پیوسته، انجام می‌شود [۳۶]. به این

8. Patient Health Questionnaire - 2 Item

9. Sensitivity

10. Specificity

11. Structural Clinical Interview for DSM Disorders

12. Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, Fourth Edition (DSM-IV)

13. Area Under the receiver operating characteristic Curve

14. Specificity

15. Sensitivity

16. Over-estimation

17. Likelihood ratio

18. Predictive value

جدول ۱. مقادیر درست‌نمایی بازه‌ای در نمرات حاصل از شاخص PHQ-۲ در مطالعات مختلف

نسبت درست‌نمایی بازه‌ای					پژوهش مورد استفاده برای محاسبه نسبت درست‌نمایی بازه‌ای
PHQ-۲=۴	PHQ-۲=۳	PHQ-۲=۲	PHQ-۲=۱	PHQ-۲=۰	
۱۰/۳۸	۳/۲۸۷	۰/۶۱۱	۰/۳۲۵	۰/۰۴۱	کروتنکه و همکاران (۲۰۰۳) [۲۵]
۱۱/۰۳	۴/۸۳۳	۱/۷۸۴	۰/۵۳۵	۰/۰۷۲	آرول و همکاران (۲۰۱۰) [۳۵]
۱۰/۳۳	۳/۶۳۴	۲/۱۶۸	۰/۵۱۰	۰/۱۶۹	زایتوف و همکاران (۲۰۱۰) [۵۱]
۵/۸۷۵	۱/۲۶۲	۰/۴۶۹	۰	۰	لو و همکاران (۲۰۰۵) [۵۵]

مجله روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران

حالت منفی محاسبه می‌شود، متفاوت است و به‌طور مثال، نسبت درست‌نمایی برای خود مقدار ۳ است، نه ۳ و بیشتر.

یافته‌ها

در مجموع با ۳۰۱۸ نفر مصاحبه صورت گرفت. ۱۲۶ مورد از مصاحبه‌ها به دلیل ناقص بودن ۱ یا هر ۲ سؤال شاخص PHQ-۲ یا یکی دیگر از سؤالات متغیرهای جدول شماره ۲، کنار گذاشته شد و تجزیه و تحلیل نشد. بنابراین، نتایج گزارش شده شامل ۲۸۹۲ نمونه بود. میانگین سنی این افراد ۴۳/۶ سال، با انحراف معیار ۱۶/۹ سال (۴۲/۶ برای زنان و ۴۴/۷ برای مردان) بود.

براساس نمره برش ۳، در این مطالعه، ۱۲۱۸ نفر (۴۲/۱) از نمونه، علائم افسردگی بالینی معنی‌دار داشتند، در حالی که ۱۶۷۴ نفر (۵۷/۹) افسردگی نداشتند.

برای محاسبه شیوع در شیوه احتمال مشروط افسردگی نیز بدین طریق عمل شد که اگر احتمال پیشین افسردگی در ایران از مطالعه نوربالا و همکاران که آخرین تخمین موجود از شیوع افسردگی و سایر اختلالات روانی در سطح ملی است [۱۳]، برابر با ۰/۲۷ فرض شود، بخت پیشین^{۲۰} افسردگی ۰/۳۷ به دست خواهد آمد. با داشتن بخت پیشین و نسبت درست‌نمایی برای هر یک از مقادیر شاخص PHQ-۲ در هر کدام از چهار مطالعه مرجع که در جدول شماره ۱ نشان داده شده‌اند، احتمال واقعاً افسرده بودن برای افراد بالای ۱۵ سال ساکن ایران (با در نظر گرفتن احتمال پیشین افسردگی براساس مطالعه نوربالا و همکاران [۱۳] به تفکیک مقادیر شاخص PHQ-۲ به دست خواهد آمد. این مقادیر در جدول شماره ۳ نشان داده شده است. در ستون آخر این جدول نیز براساس میزان فراوانی هر مقدار شاخص PHQ-۲ احتمال افسردگی در جامعه بالای ۱۵ سال کشور، به تفکیک مطالعه مبنا آمده است.

مقادیر نسبت درست‌نمایی بازه‌ای نیز گفته می‌شود^{۱۹} که مانند ویژگی و حساسیت، نسبت درست‌نمایی نیز خروجی مطالعاتی است که از نمونه پژوهشی خود، هم پرسش‌نامه مورد نظر را تست کرده و هم وضعیت واقعی بیماری هر فرد را با استفاده از ابزار استاندارد طلایی، مشخص کرده‌اند.

مانیا و همکاران [۲۶] تمام مطالعاتی که برای یک نمونه وضعیت افسردگی را هم با شاخص PHQ-۲ سنجیده و هم توسط یک ابزار استاندارد طلایی (عمدتاً مصاحبه بالینی) سنجیده‌اند و در نتایج، ویژگی و حساسیت این شاخص را برای حداقل دو مقدار برش ۲ و ۳ گزارش کرده‌اند، جمع‌آوری کرده و مورد مطالعه قرار داده است.

از ۲۱ مطالعه‌ای که در مقاله مانیا و همکاران [۲۶] مورد بررسی قرار گرفته‌اند، ۸ مورد مقدار ویژگی و حساسیت را برای تمام مقادیر PHQ-۲ گزارش کرده‌اند. از این ۸ مطالعه ۴ مورد بر روی سالمندان انجام شده و میانگین سنی نمونه مورد مطالعه بین ۷۱ تا ۷۸ سال بود و انحراف معیار سن افراد نمونه نیز کمتر از ۱۰ سال بود. ۴ مطالعه دیگر میانگین سنی ۴۲ تا ۵۱ سال داشتند و تنوع سنی بالایی نیز در این نمونه‌ها وجود داشته است. در دو مطالعه انحراف معیار ۱۴ و ۱۷ سال بود و در دو مطالعه دیگر محدوده سنی به ترتیب، بین ۱۷ تا ۹۹ و ۱۸ تا ۷۸ سال بوده است. بنابراین، این چهار مورد تنها مطالعاتی هستند که مقدار ویژگی و حساسیت را برای تمام مقادیر PHQ-۲ گزارش کرده‌اند و از نظر حجم نمونه و پراکندگی سنی، توزیع مناسبی داشته‌اند.

برای این چهار مطالعه نسبت درست‌نمایی بازه‌ای برای مقادیر صفر تا ۳ و همین‌طور حالت ۴ یا بیشتر، از شاخص PHQ-۲، براساس روشی که در نیومن و کوهن [۳۶] پیشنهاد شده، در جدول شماره ۱ محاسبه شده است. نسبت درست‌نمایی گزارش شده در این جدول با نسبت درست‌نمایی نقاط برش که با پیش فرض دو حالت فرض کردن تست، حالت مثبت و

20. Pretest odds

19. Interval likelihood ratio

جدول ۲. فراوانی، میزان شیوع و میانگین افسردگی (PHQ-2S3) به تفکیک متغیرهای جمعیت‌شناختی

متغیر	تعداد نمونه	فراوانی و شیوع افسردگی	میانگین اختلاف درصد شیوع	p	بررسی معنی‌داری تفاوت با حالت مرجع (Ref) براساس آزمون t ولج	فاصله اطمینان (کران بالا-کران پایین)
جنسیت	مرد	۱۳۴۰ (۴۹/۸)	۵۷۰ (۳۹/۶)	Ref	—	—
	زن	۴۵۲ (۵۰/۲)	۶۴۸ (۴۴/۶)	۰/۰۱۱۲	۵	۰/۰۱-۰/۰۸۱
سن	۱۵-۲۵ سال	۵۲۶ (۱۸/۲)	۲۲۰ (۴۱/۸)	Ref	—	—
	۲۵-۴۰ سال	۷۴۴ (۲۵/۷)	۳۳۰ (۴۴/۴)	۰/۲۶۶۱	۲/۶	۰/۰۲۴-۰/۰۸۵
	۴۰-۶۰ سال	۱۰۸۵ (۳۷/۵)	۴۵۹ (۴۲/۳)	۰/۸۵۱۸	۰/۵	۰/۰۴۶-۰/۰۵۵
	۶۰ و بالاتر	۵۳۷ (۱۸/۶)	۲۰۹ (۳۸/۹)	۰/۲۹۷۵	-۲/۹	۰/۰۸۹-۰/۰۲۷
محل سکونت	شهرهای بزرگ	۷۷۶ (۲۶/۸)	۳۱۳ (۴۰)	Ref	—	—
	شهرهای کوچک	۱۳۹۲ (۴۸/۱)	۵۹۲ (۴۲/۵)	۰/۲۲۱۶	۲/۵	۰/۰۱۶-۰/۰۶۹
	روستا	۷۳۴ (۲۵)	۳۱۳ (۴۳/۲)	۰/۲۷۱۹	۳/۲	۰/۰۲۳-۰/۰۷۷
وضعیت سکونت	مستأجر	۱۰۵۲ (۳۶/۴)	۴۹۱ (۴۶/۷)	Ref	—	—
	صاحبخانه	۱۸۴۰ (۶۳/۶)	۷۲۷ (۳۹/۵)	۰/۰۰۰۱	-۷/۲	۰/۰۱۰۹-۰/۰۳۵
وضعیت تأهل	متاهل	۱۸۹۹ (۶۵/۷)	۷۵۱ (۳۹/۵)	Ref	—	—
	مطلقه	۸۷ (۳)	۴۸ (۵۵/۲)	۰/۰۰۵۵	۱۵/۷	۰/۰۴۶۸-۰/۲۶۴
	بیوه	۱۶۹ (۵/۸)	۸۷ (۵۱/۵)	۰/۰۰۴۵	۱۲	۰/۰۳۵-۰/۱۸۹
	ازدواج‌نکرده	۷۳۷ (۲۵/۵)	۳۳۲ (۴۵)	۰/۰۱۱۵	۵/۵	۰/۰۱۲-۰/۰۹۵
تحصیلات	ابتدایی و کمتر	۵۷۳ (۱۹/۸)	۲۶۷ (۴۶/۶)	Ref	—	—
	راهنمایی و متوسطه	۱۳۱۸ (۴۵/۶)	(۴۴/۳)	۰/۲۹۳۷	-۲/۳	۰/۰۷۳-۰/۰۲۲
	تحصیلات دانشگاهی	۱۰۰۱ (۳۴/۶)	۳۶۷ (۳۶/۷)	۰/۰۰۰۲	-۱۰/۱	۰/۰۰۴۶-۰/۱۴۵
وضعیت اشتغال	شاغل	۱۰۸۶ (۳۷/۸)	۴۳۴ (۴۰)	Ref	—	—
	بازنشسته	۳۸۱ (۱۳/۳)	۱۳۵ (۳۵/۴)	۰/۱۵۵	-۴/۶	۰/۰۹۷-۰/۰۱۵
	خانه‌دار	۸۵۹ (۳۰)	۳۸۲ (۴۴/۵)	۰/۰۴۹	۴/۵	۰/۰۰۰۱۶-۰/۰۸۷۲
	محصل	۳۱۴ (۱۱)	۱۳۰ (۴۱/۴)	۰/۶۱	۱/۴	۰/۰۴۵-۰/۰۷۶
	بیکار	۲۲۰ (۷/۷)	۱۱۹ (۵۴/۱)	۰/۰۰۰۲	۱۴/۱	۰/۰۶۶-۰/۲۰۹
	کمتر از ۴ میلیون	۵۷۴ (۱۹/۸)	۲۸۰ (۴۸/۸)	Ref	—	—
درآمد	۴-۶ میلیون	۵۴۵ (۱۸/۸)	۲۵۴ (۴۶/۶)	۰/۵۱۹۳	-۲/۲	۰/۰۷۸-۰/۰۳۹
	۶-۸ میلیون	۶۳۳ (۲۱/۹)	۲۷۱ (۴۲/۸)	۰/۰۴۶	-۶	۰/۰۱۱۳-۰/۰۰۱
	۸-۱۰ میلیون	۴۴۵ (۱۵/۴)	۱۶۱ (۳۶/۲)	۶/۶ e - ۵	-۱۲/۶	۰/۰۱۸۴-۰/۰۶۳
	۱۰ میلیون و بالاتر	۶۹۵ (۲۴)	۲۵۲ (۳۶/۳)	۱/۱ e - ۵	-۱۲/۵	۰/۰۱۷۶-۰/۰۶۸
	کل	۲۸۹۲ (۱۰۰)	۱۲۱۸ (۴۲/۱)	—	—	—

جدول ۳. احتمال افسرده بودن به شرط مقادیر مختلف شاخص PHQ-2 در مطالعات مختلف

شیوع افسردگی در ایران بر مبنای نسبت‌های درست‌نمایی هر مطالعه	احتمال افسرده بودن					پژوهش مبنا
	PHQ-2=4	PHQ-2=3	PHQ-2=2	PHQ-2=1	PHQ-2=0	
۳۶/۵	۰/۷۹۳	۰/۵۷۰	۰/۱۸۴	۰/۱۰۷	۰/۰۱	کروئتکه و همکاران (۲۰۰۳) [۲۵]
۴۴	۰/۸۰۳	۰/۶۴۱	۰/۳۹۸	۰/۱۶۵	۰/۰۲۶	آرول و همکاران (۲۰۱۰) [۳۵]
۴۴/۲	۰/۷۹۳	۰/۵۷۳	۰/۴۴۵	۰/۱۵۹	۰/۰۵۹	زایتوف و همکاران (۲۰۱۰) [۵۱]
۲۶/۷	۰/۶۸۵	۰/۳۱۸	۰/۱۴۵	۰	۰	لو و همکاران (۲۰۰۵) [۵۵]

مجله روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران

براساس یافته‌های جدول شماره ۲، زمانی که متغیر دیگری کنترل نشده و «متأهل» حالت مرجع در نظر گرفته شود، شیوع افسردگی در افراد مجرد، مطلقه و بیوه بالاتر است که هر سه مقدار، از نظر آماری معنی‌دار هستند.

از نظر تحصیلات، بین شیوع افسردگی در افرادی با تحصیلات راهنمایی-متوسطه و افراد دارای تحصیلات ابتدایی و کمتر تفاوت معنی‌داری وجود ندارد اما شیوع افسردگی در افرادی با تحصیلات دانشگاهی به صورت معنی‌داری کمتر از این مقدار برای افراد بی‌سواد و کم‌سواد است.

در بین ۵ وضعیت شاغل، بازنشسته، خانه‌دار، محصل و بیکار زمانی که شاغل، حالت مرجع در نظر گرفته شود؛ شیوع افسردگی در بازنشسته‌ها و محصلین تفاوت معنی‌داری با شاغلین ندارد؛ اما در افراد خانه‌دار و بیکار بالاتر است و این دو مقدار از نظر آماری معنی‌دار هستند.

در متغیرهای مرتبط با وضعیت اقتصادی، شیوع افسردگی در صاحب‌خانه‌ها کمتر از این مقدار برای مستأجرها است و این اختلاف از نظر آماری معنی‌دار است. همچنین شیوع افسردگی در گروه درآمدی ۴ تا ۶ میلیون تومان در ماه، با گروه درآمدی کمتر از ۴ میلیون تومان در ماه (حالت مرجع) تفاوت معنی‌داری ندارد. در گروه‌های درآمدی ۶ تا ۸ میلیون تومان در ماه، ۸ تا ۱۰ میلیون تومان و بالای ۱۰ میلیون تومان در ماه، شیوع افسردگی کمتر از گروه درآمدی کمتر از ۴ میلیون تومان در ماه است و این تفاوت از نظر آماری معنی‌دار است.

بین دسته‌بندی‌های حاصل از متغیرهای سن و محل سکونت (شهرهای کوچک، بزرگ و روستاها)، وقتی متغیر دیگری کنترل نشود، تفاوت معنی‌داری مشاهده نشده است.

در گام بعدی، رگرسیون لجستیک چندمتغیره انجام شد که در آن افسردگی ($3 \leq \text{PHQ-2}$) به عنوان ملاک و متغیرهای جمعیت‌شناختی به عنوان پیش‌بین فرض شدند. نتایج نشان داد با کنترل اثر سایر متغیرها، بین وضعیت سکونت، مجرد، بیوه و

به بیان دیگر، میزان شیوع پایه برابر احتمال افسرده بودن فردی است که به صورت تصادفی از جامعه انتخاب شده است [۳۷]. بنابراین اگر احتمال پیشین افسردگی در جامعه بالای ۱۵ سال کشور، براساس مطالعه نوربالا ۲۷ درصد فرض شود و این میزان شیوع براساس نتایج شاخص PHQ-2 به هنگام شود، بسته به اینکه نسبت درست‌نمایی تست PHQ-2 از چه مطالعه‌ای انتخاب می‌شود، شیوع بین ۲۶/۷ تا ۴۴/۲ متغیر خواهد بود. علت، قابل توجه بودن بازه برآورد، ارزش اخباری شاخص PHQ-2 است که در مقایسه با شاخص‌های دیگر افسردگی که تعداد سؤالات بیشتری دارند، پایین‌تر است.

استفاده از نقطه برش برای تخمین میزان شیوع افسردگی در جامعه، به طور نمونه با نقطه برش ۳، کاملاً مشابه این روش است. با این تفاوت که نسبت درست‌نمایی برای مقادیر PHQ-2 صفر تا ۲، صفر در نظر گرفته شده و برای مقادیر ۳ و بیشتر بی‌نهایت یا یک عدد خیلی بزرگ. به این معنی که در این حالت هر فردی که نمره‌اش (۰، ۱ یا ۲) است، غیرافسرده و فردی که نمره‌اش ۳ یا بیشتر است، افسرده شمرده خواهد شد، در حالی که براساس اعداد نشان داده شد در جدول شماره ۴ این فرض با واقعیت فاصله قابل توجهی دارد.

در ادامه، برای بررسی تفاوت‌های معنی‌دار آماری در شیوع افسردگی، برای هر کدام از متغیرهای جنس، تحصیلات، سن، محل سکونت، تأهل، درآمد و وضعیت سکونت یک وضعیت مرجع در نظر گرفته شد و سایر وضعیت‌های آن متغیر با حالت مرجع با استفاده از آزمون تی ولج مقایسه شد. درصد شیوع برای هر کدام از این وضعیت‌ها نیز گزارش شده است.

باتوجه به ویژگی‌های جمعیت‌شناختی، استفاده از آزمون تی ولج نشان داد، با در نظر گرفتن نقطه برش ۳ برای افسردگی، بین مردان و زنان تفاوت معنی‌داری وجود دارد و میانگین نمره افسردگی آنان به ترتیب $2/52 \pm 1/71$ و $2/25 \pm 1/83$ بود.

جدول ۴. توزیع نمونه به تفکیک شهرهای بزرگ، کوچک و روستاهای هر استان

ردیف	استان‌ها	تعداد نمونه
۱	مرکزی	۵۴
۲	گیلان	۹۹
۳	مازندران	۱۲۳
۴	آذربایجان شرقی	۱۴۷
۵	آذربایجان غربی	۱۲۸
۶	کرمانشاه	۷۶
۷	خوزستان	۱۷۵
۸	فارس	۱۸۷
۹	کرمان	۱۲۱
۱۰	خراسان رضوی	۲۴۷
۱۱	اصفهان	۱۹۸
۱۲	سیستان و بلوچستان	۷۷
۱۳	کردستان	۶۱
۱۴	همدان	۶۸
۱۵	چهارمحال و بختیاری	۳۴
۱۶	لرستان	۶۴
۱۷	ایلام	۲۱
۱۸	کهگیلویه و بویراحمد	۲۷
۱۹	بوشهر	۴۵
۲۰	زنجان	۳۶
۲۱	سمنان	۲۷
۲۲	یزد	۴۸
۲۳	هرمزگان	۶۷
۲۴	تهران	۵۰۶
۲۵	اردبیل	۴۸
۲۶	قم	۴۸
۲۷	قزوین	۴۸
۲۸	گلستان	۷۳
۲۹	خراسان شمالی	۳۴
۳۰	خراسان جنوبی	۳۰
۳۱	البرز	۱۰۲

جدول ۵. برازش رگرسیون لجستیک چندمتغیره افسردگی (QHP23) براساس متغیرهای جمعیت‌شناختی

متغیر	β	S. E	P	نسبت بخت تعدیل شده	فاصله اطمینان (کران بالا-کران پایین)
جنسیت	مرد			Ref	—
	زن	۰/۱۰	۰/۱۰	۰/۳۴۸	۰/۸۹۳-۱/۳۶۲
سن	۱۵-۲۵ سال			Ref	—
	۲۵-۴۰ سال	۰/۳۳	۰/۱۷	۰/۰۵۰	۰/۹۹۹-۱/۹۶۱
	۴۰-۶۰ سال	۰/۲۸	۰/۱۸	۰/۱۱۹	۰/۹۳۰-۱/۸۹۹
	۶۰ و بالاتر	۰/۰۳	۰/۲۱	۰/۸۶۵	۰/۶۸۴-۱/۵۷۲
محل سکونت	شهرهای بزرگ			Ref	—
	شهرهای کوچک	۰/۱۶	۰/۱۰	۰/۰۹۵	۰/۹۷۱-۱/۴۴۲
	روستا	۰/۰۸	۰/۱۲	۰/۵۰۵	۰/۸۴۶-۱/۴۰۲
وضعیت سکونت	مستأجر			Ref	—
	صاحبخانه	-۰/۳۰	۰/۰۸	۰/۰۰۰	۰/۶۲۰-۰/۸۸۲
وضعیت تأهل	متاهل			Ref	—
	مطلقه	۰/۵۱	۰/۲۲	۰/۰۲۳	۱/۰۷۴-۲/۶۲۱
	بیوه	۰/۴۰	۰/۱۷	۰/۰۲۰	۱/۰۶۴-۲/۱۲۸
	ازدواج نکرده	۰/۴۱	۰/۱۳	۰/۰۰۲	۱/۱۵۲-۱/۹۸۷
تحصیلات	ابتدایی و کمتر			Ref	—
	راهنمایی و متوسطه	-۰/۱۲	۰/۱۱	۰/۲۹۲	۰/۷۰۸-۱/۱۰۹
	تحصیلات دانشگاهی	-۰/۴۲	۰/۱۳	۰/۰۰۱	۰/۵۰۱-۰/۸۴۷
وضعیت اشتغال	شاغل			Ref	—
	بازنشسته	۰/۰۱	۰/۱۴	۰/۹۲۴	۰/۷۶۰-۱/۳۴۸
	خانه‌دار	۰/۰۱	۰/۱۳	۰/۹۳۵	۰/۷۷۸-۱/۳۱۳
	محصل	۰/۰۰۶	۰/۱۸	۰/۹۷۱	۰/۶۹۹-۱/۴۴۹
	بیکار	۰/۴۰	۰/۱۵	۰/۰۱۱	۱/۰۹۷-۲/۰۵۳
درآمد	کمتر از ۴ میلیون			Ref	—
	۴-۶ میلیون	-۰/۰۰۹	۰/۱۲	۰/۹۳۸	۰/۷۷۴-۱/۲۶۶
	۶-۸ میلیون	-۰/۰۸	۰/۱۲	۰/۵۱۰	۰/۷۱۸-۱/۱۷۸
	۸-۱۰ میلیون	-۰/۲۷	۰/۱۴	۰/۰۵۵	۰/۵۷۴-۱/۰۰۵
	۱۰ میلیون و بالاتر	-۰/۱۸	۰/۱۳	۰/۱۶۸	۰/۶۳۳-۰/۰۸۲

آن ۲۶ تا ۶۱ درصد برآورد شده است [۱۳-۱۹]. نتایج مرور نظام‌مند تهران و همکاران [۹] پیش از آغاز همه‌گیری کووید-۱۹ در ایران نیز حاکی از برآورد شیوع ۳۵ درصدی افسردگی در جمعیت عمومی است. پژوهشی در زمینه شیوع افسردگی در ایران یا سایر کشورهای دنیا پس از پایان همه‌گیری کرونا نیز تاکنون انتشار نیافته است.

در میان مطالعات انجام‌شده در بازه زمانی ۶ ماه تا ۱ سال پس از آغاز همه‌گیری کووید-۱۹، پژوهش نوربالا و همکاران [۱۳] با شیوه نمونه‌گیری تصادفی و معرف جمعیت عمومی، با استفاده از پرسش‌نامه GHQ-28، از نظر روش‌شناختی دقت بیشتری نسبت به سایر مطالعات داشته است و به برآورد شیوع ۲۶ درصدی افسردگی در ایران اشاره می‌کند. درمقابل، مطالعه اکبرپور و همکاران [۱۹] که از پرسش‌نامه PHQ-2 استفاده کردند، بیانگر برآورد شیوع ۶۱ درصدی افسردگی در جمعیت عمومی است و از حیث ابزار مورد استفاده با تحقیق حاضر شباهت بیشتری دارد. با توجه به ملاحظات که پیش‌تر درباره پرسش‌نامه PHQ-2 بیان شد و همچنین با تأکید بر اهمیت یکسانی ابزارها و نقطه برش آن‌ها برای مقایسه نتایج [۱۰، ۳۹]، پژوهش اکبرپور و همکاران [۱۹] مبنا قرار گرفت که نشان از کاهش ۲۰ درصدی شیوع افسردگی در دوران پس از پایان همه‌گیری کووید-۱۹ نسبت به ۶ ماهه اول همه‌گیری آن دارد. پژوهش پاشا و همکاران [۱۴] در ایران نیز که حاکی از برآورد ۶۲ درصدی شیوع افسردگی در دوران همه‌گیری کووید-۱۹ بود، تأییدکننده کاهش این روند است. اگرچه به دلیل برخی تفاوت‌های روش‌شناختی (نحوه انتخاب و تعداد اعضای نمونه) میان مطالعات یادشده و مطالعه حاضر، این تغییر قطعی نیست.

با وجود اینکه نتیجه مذکور در زمینه کاهش یا افزایش افسردگی بعد از اتمام همه‌گیری کووید-۱۹، اطمینان‌بخش نیست اما برخی مطالعات نیز به کاهشی بودن این روند اشاره دارند. به‌طور نمونه مطالعات نوربالا و همکاران [۱۳]، شاستر و همکاران [۴۰]، فن‌کورت و همکاران [۴۱] و بورمیسترووا و همکاران [۴۲] که در زمینه بررسی تغییرات افسردگی و اضطراب چند ماه پس از آغاز همه‌گیری بود، نشان داد شیوع افسردگی کاهش یافته است. همچنین کاهش شیوع افسردگی پس از پایان همه‌گیری کووید-۱۹ با کاهش شیوع اختلالات روانی چند ماه پس از موارد مشابه همه‌گیری، مانند همه‌گیری ویروس مرس در برخی کشورهای دنیا در سال‌های قبل مطابقت دارد [۴۳].

در تبیین این موضوع می‌توان گفت عمده مطالعات مربوط به همه‌گیری کووید-۱۹ و افسردگی در ایران، ۱ سال پس از آغاز همه‌گیری در شرایطی که تعداد مرگ‌ومیر و فاصله‌گذاری اجتماعی در سطح بالایی قرار داشت، صورت گرفت. در چنین

مطلقه بودن، تحصیلات دانشگاهی، بیکاری، گروه سنی ۲۵ تا ۴۰ سال و افسردگی رابطه وجود دارد، به گونه‌ای که افراد با گروه سنی ۲۵ تا ۴۰ سال نسبت به گروه سنی ۱۵ تا ۲۵ سال، افراد بیکار در مقایسه با افراد شاغل، افراد مجرد، بیوه و مطلقه در مقایسه با افراد متأهل به ترتیب ۳۹، ۵۰، ۵۱ و ۶۷ بخت بالاتری برای ابتلا به افسردگی دارند. درمقابل افراد صاحب‌خانه در مقایسه با مستأجر افراد دارای تحصیلات دانشگاهی درمقایسه با افراد با سطح تحصیلی ابتدایی یا کمتر، به ترتیب ۲۶ و ۳۵ بخت کمتری برای ابتلا به افسردگی دارند.

برای ارزیابی مدل^{۲۱} فوق به توصیه پنگ و همکاران [۳۸] از دو شاخص آزمون نسبت احتمال و آزمون والد استفاده شد [۳۸]. برای این دو آزمون مقدار χ^2 دو به ترتیب برابر با ۸۹/۵۴ و ۸۵/۷۰ بود. دو شاخص آزمون نسبت احتمال و آزمون والد استفاده شد. برای این دو آزمون مقدار χ^2 دو به ترتیب برابر با ۸۹/۵۴ و ۸۵/۷۰ بود. درجه آزادی در هر دو حالت برابر با ۲۰ و ارزش P به ترتیب برابر با ۱۱- $9e$ و ۱۰- $4e$ به دست آمد. بنابراین مدل با پیش‌بینی‌کننده‌های موردنظر به‌طور قابل توجهی بهتر از مدلی بدون آن پیش‌بینی‌کننده‌ها با داده‌ها مطابقت دارد.

بحث

هدف اصلی پژوهش حاضر، بررسی وضعیت افسردگی در دوران پساکرونا و ارتباط عوامل جمعیت‌شناختی و اجتماعی-اقتصادی با آن در ایران بود. نتایج پژوهش نشان داد با در نظر گرفتن نقطه برش ۳ برای ابزار PHQ-2 در غربالگری افسردگی، ۴۲ درصد از افراد مشکوک به داشتن درجاتی از اختلال افسردگی اساسی هستند. همچنین براساس شیوه جایگزین نقطه برش (توضیحات و جزئیات مرتبط با این شیوه در بخش روش آورده شده است)، آمار شیوع افسردگی بین ۲۶ تا ۴۴ درصد بسته به نوع مطالعه مبنا، متغیر خواهد بود. باید توجه داشت آمار گزارش‌شده براساس نقطه برش ۳ در شاخص PHQ-2 در مطالعه حاضر برای شیوع افسردگی، ممکن است با بیش‌برآورد فراوانی افراد افسرده در جمعیت عمومی (افزایش تعداد موارد کاذب مثبت) همراه شده باشد، چراکه این پرسش‌نامه یک ابزار غربالگری اولیه برای افسردگی به شمار می‌رود و استفاده از نقطه برش ۳ برای گزارش شیوع، به دلیل سؤالات محدود این پرسش‌نامه و در نتیجه ارزش اخباری مثبت نسبتاً پایین این نقطه دلیل بخشی از این مسئله است [۳۲].

شیوع افسردگی در مطالعات متعدد صورت‌گرفته در ایران براساس پرسش‌نامه‌های خودگزارش‌دهی پیش از آغاز همه‌گیری کووید-۱۹ بین ۱۵ تا ۲۳ درصد [۱۱، ۱۲] و در طول همه‌گیری

21.. Model evaluation

22. Chi-squared test

نخواهد بود. این یافته با نتایج پژوهش اکبرپور و همکاران همسو است که نشانگر وجود تفاوت میان افسردگی ($PHQ-2 \geq 3$) زنان و مردان در تحلیل دومتغیره بود، درحالی که پس از تحلیل چندمتغیره، معنی‌داری آن از میان رفت [۱۹].

پژوهش‌های کیم و همکاران و پاوار و همکاران نیز با این یافته همسو هستند [۴۷، ۴۸]. این موضوع بیانگر اهمیت بررسی چندمتغیری عوامل خطر جمعیت‌شناختی در مطالعه افسردگی است، به‌گونه‌ای که نگاه تک بعدی به چنین پدیده پیچیده‌ای موجب ساده‌انگاری ارتباط جنسیت و افسردگی شده و احتمال تأثیر عوامل غیرزیستی، ازجمله فرهنگ یا سایر متغیرهای اجتماعی-اقتصادی در ارتباط میان این دو نادیده گرفته می‌شود [۱۳]. بنابراین تمرکز گسترده‌تر سیاست‌گذاری‌ها، مداخلات آتی و ارزیابی‌ها بر مجموعه وسیع‌تری از عوامل مؤثر بر افسردگی علاوه بر جنسیت، ضروری است.

به‌طور کلی گروه‌های مختلف سنی از نظر شیوع افسردگی تفاوت معنی‌داری با یکدیگر نداشتند. اگرچه زمانی که اثر سایر متغیرها در تحلیل کنترل می‌شود، گروه سنی ۲۵ تا ۴۰ سال افسردگی بیشتری نسبت به گروه سنی مرجع (۱۵ تا ۲۵ سال)، داشته است. این اثر به‌صورت حاشیه‌ای معنی‌دار شده و مقدار خطا کمی بیشتر از ۰/۰۵ به دست آمده است. این یافته با نتایج مرور نظام‌مند رفیعی و همکاران و سایر مطالعات شیوع‌شناسی افسردگی [۱۰، ۱۴-۱۷] مبنی بر شیوع بالاتر افسردگی در سنین جوانی همسو است. ممکن است شیوع بالاتر افسردگی در این گروه سنی به ترکیب منحصربه‌فرد شرایط زندگی، عوامل استرس‌زا و تغییرات سریع اجتماعی در حال وقوع در جامعه که افراد در این محدوده سنی، بیشتر تجربه می‌کنند، مربوط باشد. این دوره اغلب شامل تصمیمات مهم مرتبط با شغل، تشکیل خانواده و مسئولیت‌های متعدد است که می‌تواند به افزایش استرس و حساسیت به افسردگی کمک کند [۴۷].

برخلاف نتایج پژوهش‌های نوربالا و همکاران مبنی بر وجود تفاوت معنی‌دار در شیوع اختلالات روانی در میان افراد ساکن شهرها و روستاها، تفاوت مشاهده‌شده در شیوع افسردگی میان ساکنین شهرهای بزرگ، کوچک و روستاها در پژوهش فعلی معنی‌دار نبود [۱۲، ۱۳]. این نتیجه ممکن است به شرایط در حال تغییر فرهنگ و سبک زندگی جامعه روستایی و افزایش ارتباط میان نواحی شهری و روستایی در ایران مربوط باشد. چنانچه پژوهش‌های پیشین نیز بیانگر این موضوع هستند [۴۹] و نتایج مطالعات مرور نظام‌مند پرتل و همکاران و زو و همکاران نیز نشان می‌دهند در کشورهای درحال توسعه، میان شیوع افسردگی افراد ساکن در شهرها و روستاها تفاوت معنی‌داری وجود ندارد [۵۰، ۵۱].

شرایط بی‌سابقه‌ای، افراد از حفظ ارتباط با دوستان و اطرافیان خود منع می‌شوند، روال روزانه‌شان به‌طور چشمگیری تغییر می‌کند و فعالیت‌های کاری‌شان به تغییر نیاز دارد [۴۴]. علاوه بر این، با بسته شدن یا محدودیت فعالیت‌های تجاری، افرادی بسیاری با خطر افزایش مشکلات اقتصادی مواجه می‌شوند [۴۵]. این عوامل همراه با عدم اطمینان، پریشانی و ترس مربوط به پیشرفت بیماری احتمالاً بار روانی را افزایش می‌دهند و موجب ظهور علائم بیماری افسردگی می‌شوند [۴۴] که به تدریج با گذر زمان و برطرف شدن محدودیت‌های یادشده و تطابق یافتن افراد با شرایط جدید با کاهش در آمار افسردگی همراه شده است.

همچنین در مقایسه با نتایج پژوهش‌های مربوط به تخمین شیوع افسردگی در دوران پیش از شیوع کووید-۱۹ [۱۱، ۱۲] و برآورد شیوع ۳۵ درصدی افسردگی در مطالعه مرور نظام‌مند تهران و همکاران پیش از همه‌گیری کووید-۱۹ در ایران، نتایج حاضر حاکی از افزایش نسبی شیوع افسردگی است [۹]. نتایج مطالعات پیشین نیز تأییدکننده این موضوع بوده و بیانگر روند صعودی افسردگی در ایران و سایر کشورهای دنیا است [۱۳، ۴۶]. برای حصول اطمینان از این روند در ایران، نیاز به اجرای مطالعات طولی، یا مقطعی با ویژگی‌های روش‌شناختی و ابزار سنجش مشابه توسط سایر پژوهشگران وجود دارد.

از دیگر نتایج پژوهش حاضر، شیوع بالاتر افسردگی در زنان بود که در نتایج مطالعات پیشین نیز تکرار شده است [۱۰]. باین‌حال، پس از بررسی دقیق تأثیر سایر متغیرها در تحلیل رگرسیون لجستیک، ارتباط بین جنسیت و افسردگی از نظر آماری معنی‌دار نشد. این پدیده نشان می‌دهد تفاوت مشاهده‌شده در میزان افسردگی بین مردان و زنان در نمونه، فارغ از تأثیر جنسیت، ممکن است به تأثیر سایر متغیرهای کمکی موجود در تجزیه و تحلیل مربوط باشد و علت احتمالی می‌تواند حضور متغیر «بیوه بودن» در زنان باشد که اثر معنی‌داری در افزایش ابتلا به افسردگی دارد و در مردها به‌ندرت اتفاق می‌افتد. علت احتمالی بعدی حضور متغیر ۵ حالت شغل در مدل لجستیک است. حالت‌های این متغیر با متغیر جنسیت همبستگی دارند که در نتیجه می‌توانند در مشاهده اثر متغیر جنسیت تداخل ایجاد کنند.

به‌طور مشخص حالت‌های شاغل بودن ($r = -0/43$) خانه‌دار بودن ($r = 0/65$) و بازنشسته بودن ($r = 0/27$) با متغیر جنسیت ارتباط معنی‌دار داشته‌اند و علت از بین رفتن معنی‌داری متغیر جنسیت در تحلیل چندمتغیره، حضور این عوامل بوده است. بنابراین در نمونه فعلی با اغماض می‌توان گفت زن بودن لزوماً باعث افزایش افسردگی نمی‌شود؛ بلکه عمدتاً نقش‌های اجتماعی زنان به افسردگی بیشتر آن‌ها نسبت به مردان منجر شده است و چنانچه این عوامل کنترل شوند، اثر جنسیت دیگر معنی‌دار

درآمد کمتر از ۴ میلیون تومان خواهند داشت. این یافته با نتایج مطالعه صالحیان و همکاران [۲۰] و خادمیان و همکاران [۱۷] مبنی بر نرخ کمتر شیوع اختلالات روانی در افرادی با درآمد بالاتر بدون در نظر گرفتن اثر سایر متغیرها است، همسو است.

در پژوهش خادمیان و همکاران [۱۷] نیز اثر وضعیت درآمدی بر افسردگی پس از تعدیل اثر سایر متغیرها از جمله تحصیلات در تحلیل رگرسیون، به بیش از نصف کاهش یافته است. بنابراین همانند آنچه در مورد نقش سایر متغیرها در کنار جنسیت در تبیین افسردگی گفته شد، ارتباط میان درآمد افراد و میزان افسردگی در آن‌ها ممکن است تحت تأثیر سایر متغیرها از جمله تحصیلات و وضعیت سکونت افراد قرار گیرد و افراد دارای درآمد بالاتر به دلیل تحصیلات بالاتر یا صاحبخانه بودن خود در معرض خطر پایین‌تری برای ابتلا به افسردگی قرار داشته باشند، به گونه‌ای که نتایج موجود در جدول شماره ۵ نشان می‌دهد صاحبخانه‌بودن با کنترل اثر سایر متغیرها در تحلیل، ۲۶ درصد بخت افسردگی را در مقایسه با وضعیت مستاجر بودن کاهش می‌دهد. باتوجه به اینکه هزینه مسکن در سال‌های اخیر در ایران رشد روزافزونی پیدا کرده، صاحبخانه بودن بخش زیادی از استرس ناشی از فشارهای اقتصادی به افراد را کاهش می‌دهد و اثر محافظت‌کننده این متغیر بر افسردگی را روشن می‌کند. پژوهش‌های پیشین نیز تأییدکننده این پدیده هستند [۵۴].

نتیجه‌گیری

نتایج پژوهش حاضر نشان‌دهنده شیوع نسبتاً بالای افسردگی در دوران پساکرونا در ایران است. با اتکا به ابزار PHQ-2 و در نظر گرفتن نقطه برش ۳، ۴۲ درصد از افراد موردبررسی مشکوک به داشتن اختلال افسردگی اساسی هستند. همچنین مطالعه حاضر تأیید کرد عوامل جمعیت‌شناختی و اجتماعی-اقتصادی نقش مهمی در شیوع افسردگی دارند. جوانان (۲۵ تا ۴۰ سال)، افراد بیکار، مجرد، مطلقه یا بیوه در معرض خطر بیشتری برای ابتلا به افسردگی قرار دارند، درحالی‌که تحصیلات دانشگاهی و صاحبخانه بودن عوامل محافظت‌کننده افسردگی محسوب می‌شوند. تفاوت‌های مشاهده‌شده در میزان افسردگی بین مردان و زنان، پس از بررسی تأثیر سایر متغیرها نشان داد نقش‌های اجتماعی زنان به‌جای جنسیت، ممکن است علت اصلی تفاوت در میزان افسردگی باشد.

علاوه‌براین، نتایج نشان داد شیوع افسردگی میان ساکنان شهرها و روستاها تفاوت معنی‌داری ندارد. همچنین درآمد بالاتر به دلیل تحصیلات بالاتر یا صاحبخانه بودن با خطر کمتری برای افسردگی همراه بود. این یافته‌ها بر اهمیت توجه جامع به مجموعه وسیعی از عوامل مؤثر بر افسردگی در سیاست‌گذاری‌ها و مداخلات سلامت روان تأکید می‌کنند.

همچنین افراد دانشگاهی در مقایسه افرادی با تحصیلات ابتدایی یا متوسطه، شیوع پایین‌تری از افسردگی داشتند و افراد بیکار در مقایسه با افراد بازنشسته، شاغل و محصل، شیوع بالاتری از افسردگی را تجربه می‌کردند. این نتیجه همسو با نتایج پژوهش‌های پیشین [۱۲، ۱۳، ۱۶، ۵۲] مبتنی بر نقش محافظت‌کننده تحصیلات و نقش خطرناک بیکاری برای افسردگی و سایر اختلالات روانی است. درواقع تحصیلات، منابع روانی-اجتماعی مانند حمایت اجتماعی و خودکارآمدی را شکل و به افراد امکان آن را می‌دهد که در برخورد با مشکلات زندگی از روش‌های مؤثرتری برای حل تعارضات خود استفاده کنند که در نتیجه موجب کاهش استرس و به تبع آن کاهش خطر افسردگی خواهد شد [۱۲]. در ارتباط با بیکاری نیز نبود درآمد، کاهش تعاملات اجتماعی، عزت نفس و احساس خودکارآمدی می‌تواند از دلایل شیوع بالاتر افسردگی در افراد بیکار باشد [۴۷].

نتایج تحلیل یافته‌ها نشانگر نقش اثرگذار وضعیت تأهل در وقوع افسردگی بود، به‌طوری‌که بخت افسردگی در افراد مجرد، مطلقه و بیوه از افراد متأهل حتی پس از کنترل اثر سایر متغیرها در تحلیل رگرسیون بیشتر بود که با نتایج پژوهش‌های پیشین همسو است [۱۲، ۱۳، ۱۶، ۱۸]. اگرچه نتایج برخی پژوهش‌ها عدم وجود تفاوت معنی‌دار در افسردگی میان افراد متأهل و سایرین را نشان می‌دهد که علت آن عمدتاً به نمونه آماری و ابزار اندازه‌گیری متفاوت آنان مربوط می‌شود [۱۴، ۱۷]. همچنین بالاترین شیوع افسردگی در این گروه، به افراد مطلقه مربوط می‌شد که می‌تواند به اثر هنجارها و انتظارات اجتماعی و فرهنگی در جامعه، سطوح بالاتر فشار و استرس روانی در ارتباط با زندگی خود و فرزندان و تغییر در نقش‌ها و مسئولیت‌های خانوادگی ناشی از جدایی اشاره داشته باشد [۵۳].

در متغیر درآمد ماهانه، گروه‌هایی با درآمد بیش از ۶ میلیون تومان به‌صورت معنی‌داری نسبت به گروه مرجع که افرادی با درآمد کمتر از ۴ میلیون تومان هستند، شیوع افسردگی پایین‌تری داشته‌اند، اما زمانی که اثر سایر متغیرها کنترل شود، تنها گروه درآمدی ۸ تا ۱۰ میلیون تومان، آن هم به‌صورت حاشیه‌ای ($P=0.055$) معنی‌دار بودن خود را نسبت به گروه درآمدی کمتر از ۴ میلیون تومان، حفظ می‌کند. به نظر می‌رسد علت اصلی این موضوع به همبستگی بالای ($r=-0.43$) درآمد با تحصیلات مربوط باشد. زمانی که متغیر تحصیلات و صاحبخانه بودن از مدل لجستیک حذف می‌شود، ضریب گروه‌های درآمدی ۸ تا ۱۰ میلیون تومان و بالای ۱۰ میلیون تومان هر دو معنی‌دار می‌شوند؛ به عبارت دیگر وقتی سایر متغیرها، غیر از تحصیلات و صاحبخانه بودن کنترل شوند، افراد حاضر در این دو گروه بخت افسردگی کمتری نسبت به گروه درآمدی مرجع یعنی افراد با

محدودیت‌ها و پیشنهادهای پژوهش

با وجود داشتن نمونه‌ای با حجم بالا و نمایانگر وضعیت جمعیت عمومی، بررسی طیف وسیعی از متغیرهای جمعیت‌شناختی و اجتماعی-اقتصادی، دقت در اجرای پژوهش و جمع‌آوری داده‌ها، پژوهش حاضر دارای محدودیت‌هایی نیز بود. هنگام انتخاب مطالعات برای مقایسه نتایج شیوع افسردگی با این پژوهش، توجه دقیقی به ملاحظات روش‌شناختی از جمله فرآیندهای انتخاب نمونه، نقطه برش و روش اجرا شد. با این حال، با توجه به پرسش‌نامه دارای سؤالات محدود و ماهیت مقطعی تحقیق، توصیه می‌شود با احتیاط روند شیوع افسردگی از نتایج استنباط شود و تفسیر آن با دقت مورد توجه قرار گیرد. همچنین با توجه به آنچه در مورد ارزش اخباری مثبت پرسش‌نامه PHQ-2 گفته شد، نتایج این ابزار ممکن است در تعداد موارد تشخیص داده‌شده به عنوان افسرده با سوگیری نسبی همراه باشد [۳۲]. بهتر است، تعمیم نتایج به کل جمعیت ایرانی بالاتر از ۱۵ سال با احتیاط صورت گیرد.

با وجود اینکه هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی شیوع افسردگی و عوامل جمعیت‌شناختی اثرگذار بود، بررسی عواملی از جمله تجربه استرس و تروما که به طور یکنواخت در جامعه توزیع نشده‌اند و می‌توانند تأثیر تعیین‌کننده‌ای بر شیوع افسردگی داشته باشند، بهتر است در تحقیقات آتی مورد توجه قرار گیرند. ضمن اینکه شیوع افسردگی ممکن است به طور بالقوه به اثرات باقیمانده از دوره کووید-۱۹ مرتبط باشد، اما با توجه به شرایط اجتماعی ایران در سال ۱۴۰۱ و افزایش بلایای طبیعی، نمی‌توان این افزایش شیوع را صرفاً به بیماری کووید-۱۹ نسبت داد. بنابراین، با توجه به اینکه مطالعه حاضر مقطعی است، تفکیک واریانس عوامل کرونا، حوادث اجتماعی و بلایای طبیعی در آن امکان‌پذیر نبوده و تنها در مطالعات طولی است که می‌توان سهم دقیق این عوامل را تعیین کرد. در نتیجه، بیان گزاره‌هایی با اشاره به تفکیک سهم عوامل یادشده ممکن است گمراه‌کننده باشد.

نتایج دربردارنده پیشنهادهایی عملی در زمینه سیاست‌گذاری برای ارائه خدمات سلامت روان بوده و نشانگر لزوم انجام برنامه‌ریزی‌های لازم برای ارتقای سلامت افراد جوان (۲۵ تا ۴۰ سال)، بیکار، مجرد، مطلقه یا بیوه که در معرض خطر بیشتری برای ابتلا به افسردگی قرار دارند، است.

ملاحظات اخلاقی

این مقاله برگرفته از طرح تحقیقاتی مصوب در دانشگاه تهران و تأییدشده زیر نظر معاونت پژوهشی و کمیته اخلاق دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی دانشگاه تهران با شماره IR.UT.PSYEDU.REC.1403.003 است.

حامی مالی

مرکز راهبردی فرهنگ و رسانه حامی مالی این طرح بوده است.

مشارکت نویسندگان

مفهوم‌پردازی و نگارش پیش‌نویس اصلی: سروش ذوالقدری؛
روش‌شناسی، جمع‌آوری و تحلیل داده: مجید هادوی؛ ویرایش و
نظارت: هادی بهرامی احسان.

تعارض منافع

بنابر اظهار نویسندگان، این مقاله تعارض منافع ندارد.

تشکر و قدردانی

از مرکز راهبردی فرهنگ و رسانه و دانشگاه تهران که
منابع انجام این طرح را فراهم کردند و از همکاری کلیه افراد
شرکت‌کننده در این پیمایش، تشکر و قدردانی می‌شود.

References

- [1] World Health Organization. Mental health Atlas 2020. Geneva: World Health Organization; 2020. [\[Link\]](#)
- [2] Institute of Health Metrics and Evaluation. Global Health Data Exchange (GHDx). Washington: Institute of Health Metrics and Evaluation; 2021. [\[Link\]](#)
- [3] World Health Organization. Global health estimates: Leading causes of DALYs. Geneva: World Health Organization; 2019. [\[Link\]](#)
- [4] GBD 2019 Mental Disorders Collaborators. Global, regional, and national burden of 12 mental disorders in 204 countries and territories, 1990-2019: A systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2019. *The Lancet Psychiatry*. 2022; 9(2):137-50. [\[DOI:10.1016/S2215-0366\(21\)00395-3\]](#) [\[PMID\]](#)
- [5] Shahriarirad R, Erfani A, Ranjbar K, Bazrafshan A, Mirahmadizadeh A. The mental health impact of COVID-19 outbreak: A Nationwide Survey in Iran. *International Journal of Mental Health Systems*. 2021; 15(1):19. [\[DOI:10.1186/s13033-021-00445-3\]](#) [\[PMID\]](#)
- [6] Wang L, Nabi G, Zuo L, Wu Y, Li D. Impacts of the COVID-19 pandemic on mental health and potential solutions in different members in an Ordinary Family Unit. *Frontiers in Psychiatry*. 2022; 12:735653. [\[DOI:10.3389/fpsyt.2021.735653\]](#) [\[PMID\]](#)
- [7] Buczak-Stec EW, Löbner M, Stein J, Stark A, Kaduszkiewicz H, Werle J, et al. Depressive symptoms and healthcare utilization in late life. Longitudinal evidence from the AgeMooDe Study. *Frontiers in Medicine*. 2022; 9:924309. [\[DOI:10.3389/fmed.2022.924309\]](#) [\[PMID\]](#)
- [8] Bueno-Notivol J, Gracia-García P, Olaya B, Lasheras I, López-Antón R, Santabárbara J. Prevalence of depression during the COVID-19 outbreak: A meta-analysis of community-based studies. *International Journal of Clinical and Health Psychology*. 2021; 21(1):100196. [\[DOI:10.1016/j.ijchp.2020.07.007\]](#) [\[PMID\]](#)
- [9] Tahan M, Saleem T, Zygoulis P, Pires LVL, Pakdaman M, Taheri H, et al. A systematic review of prevalence of depression in Iranian patients. *Neuropsychopharmacologia Hungarica*. 2020; 22(1):16-22. [\[PMID\]](#)
- [10] Rafiei S, Pashazadeh Kan F, Raoofi S, Masoumi M, Elahifar O, Doustmehraban M, et al. Systematic review and meta-analysis of depression and anxiety in the Middle East during the Covid-19 Pandemic. *Journal of Health Sciences & Surveillance System*. 2023; 11(1 (Supplement)):116-25. [\[DOI:10.30476/jhss.2022.93838.1482\]](#)
- [11] Noorbala AA, Bagheri Yazdi SA, Yasamy MT, Mohammad K. Mental health survey of the adult population in Iran. *The British Journal of Psychiatry*. 2004; 184:70-3. [\[DOI:10.1192/bjp.184.1.70\]](#) [\[PMID\]](#)
- [12] Noorbala AA, Faghihzadeh S, Kamali K, Bagheri Yazdi SA, Hajebi A, Mousavi MT, et al. Mental health survey of the Iranian adult population in 2015. *Archives of Iranian Medicine*. 2017; 20(3):128-34. [\[PMID\]](#)
- [13] Noorbala AA, Maleki A, Bagheri Yazdi SA, Faghihzadeh E, Hoseinzadeh Z, Hajibabaei M, et al. Survey on mental health status in Iranian population aged 15 and above one year after the outbreak of COVID-19 disease: A population-based study. *Archives of Iranian Medicine*. 2022; 25(4):201-8. [\[PMID\]](#)
- [14] Pasha H, Omidvar S, Faramarzi M, Bakhtiari A. Depression, anxiety, stress, and PTSD symptoms during the first and second COVID-19 waves: A comparison of elderly, middle-aged, and young people in Iran. *BMC Psychiatry*. 2023; 23(1):190. [\[DOI:10.1186/s12888-023-04677-0\]](#) [\[PMID\]](#)
- [15] Hassannia L, Taghizadeh F, Moosazadeh M, Zarghami M, Taghizadeh H, Dooki AF, et al. Anxiety and depression in health workers and general population during COVID-19 epidemic in Iran: A web-based cross-sectional study. *MedRxiv*. 2020. [\[DOI:10.1101/2020.05.05.20089292\]](#)
- [16] Maroufizadeh S, Pourshaikhian M, Pourramzani A, Sheikholeslami F, Moghadamnia MT, Alavi SA. Prevalence of anxiety and depression in the Iranian General Population during the COVID-19 Pandemic: A web-based cross-sectional study. *Iranian Journal of Psychiatry*. 2022; 17(2):230-9. [\[PMID\]](#)
- [17] Khademian F, Delavari S, Koohjani Z, Khademian Z. An investigation of depression, anxiety, and stress and its relating factors during COVID-19 pandemic in Iran. *BMC Public Health*. 2021; 21(1):275. [\[DOI:10.1186/s12889-021-10329-3\]](#) [\[PMID\]](#)
- [18] Vahedian-Azimi A, Moayed MS, Rahimibashar F, Shojaei S, Ashtari S, Pourhoseingholi MA. Comparison of the severity of psychological distress among four groups of an Iranian population regarding COVID-19 pandemic. *BMC Psychiatry*. 2020; 20(1):402. [\[DOI:10.1186/s12888-020-02804-9\]](#) [\[PMID\]](#)
- [19] Akbarpour S, Nakhostin-Ansari A, Sadeghniai Haghighi K, Etesam F, Alemohammad ZB, Aghajani F, et al. COVID-19 fear association with depression, anxiety, and insomnia: A national web-based survey on the general population. *Iranian Journal of Psychiatry*. 2022; 17(1):24-34. [\[DOI:10.18502/ijps.v17i1.8046\]](#) [\[PMID\]](#)
- [20] Salehian R, Jolfaei AG, Naserbakht M, Abdi M. Posttraumatic stress symptoms and General Mental health problems during the COVID-19 pandemic in Iran: A web-based cross-sectional survey. *Iranian Journal of Psychiatry and Behavioral Sciences*. 2021; 15(3):e114432. [\[DOI:10.5812/ijpbs.114432\]](#)
- [21] Bagheri Sheykhgangaeshe F, Fathi-Ashtiani A. [Psychosocial consequences of the post-coronavirus 2019 (covid-19): Systematic review study (Persian)]. *Journal of Applied Psychological Research*. 2022; 13(3):53-72. [\[DOI:10.22059/japr.2022.328657.643939\]](#)
- [22] Remes O, Mendes JF, Templeton P. Biological, psychological, and social determinants of depression: A review of recent literature. *Brain Sciences*. 2021; 11(12):1633. [\[DOI:10.3390/brainsci11121633\]](#) [\[PMID\]](#)
- [23] Statistical Center of Iran. [Bureau of Population, Labor and Census, statistical yearbook of the country 2018 (Persian)]. Tehran: Statistical Center of Iran; 2023. [\[Link\]](#)
- [24] Delavar A. [Theoretical and practical foundations of research in humanities and social sciences (Persian)]. Tehran: Roshd Publication; 2015. [\[Link\]](#)
- [25] Kroenke K, Spitzer RL, Williams JB. The Patient Health Questionnaire-2: Validity of a two-item depression screener. *Medical Care*. 2003; 41(11):1284-92. [\[DOI:10.1097/01.MLR.0000093487.78664.3C\]](#) [\[PMID\]](#)
- [26] Manea L, Gilbody S, Hewitt C, North A, Plummer F, Richardson R, et al. Identifying depression with the PHQ-2: A diagnostic meta-analysis. *Journal of Affective Disorders*. 2016; 203:382-95. [\[DOI:10.1016/j.jad.2016.06.003\]](#) [\[PMID\]](#)

- [27] Li C, Friedman B, Conwell Y, Fiscella K. Validity of the Patient Health Questionnaire 2 (PHQ-2) in identifying major depression in older people. *Journal of the American Geriatrics Society*. 2007; 55(4):596-602. [DOI:10.1111/j.1532-5415.2007.01103.x] [PMID]
- [28] Dadfar M, Lester D. Psychometric characteristics of Patient Health Questionnaire-2 (PHQ-2) in Iranian psychiatric outpatients. *Austin Journal of Psychiatry and Behavioral Sciences*. 2017; 4(1):1059. [Link]
- [29] Ghazisaeedi M, Mahmoodi H, Arpaci I, Mehrdar S, Barzegari S. Validity, reliability, and optimal cut-off scores of the WHO-5, PHQ-9, and PHQ-2 to screen depression among university students in Iran. *International Journal of Mental Health and Addiction*. 2022; 20(3):1824-33. [DOI:10.1007/s11469-021-00483-5] [PMID]
- [30] Kroenke K, Spitzer RL, Williams JB, Löwe B. The patient health questionnaire somatic, anxiety, and depressive symptom scales: A systematic review. *General Hospital Psychiatry*. 2010; 32(4):345-59. [DOI:10.1016/j.genhosppsych.2010.03.006] [PMID]
- [31] de Lima Osório F, Vilela Mendes A, Crippa JA, Loureiro SR. Study of the discriminative validity of the PHQ-9 and PHQ-2 in a sample of Brazilian women in the context of primary health care. *Perspectives in Psychiatric Care*. 2009; 45(3):216-27. [DOI:10.1111/j.1744-6163.2009.00224.x] [PMID]
- [32] Mitchell AJ, Yadegarfar M, Gill J, Stubbs B. Case finding and screening clinical utility of the Patient Health Questionnaire (PHQ-9 and PHQ-2) for depression in primary care: A diagnostic meta-analysis of 40 studies. *BJPsych Open*. 2016; 2(2):127-38. [DOI:10.1192/bjpo.bp.115.001685] [PMID]
- [33] McGee S. Simplifying likelihood ratios. *Journal of General Internal Medicine*. 2002; 17(8):646-9. [DOI:10.1046/j.1525-1497.2002.10750.x] [PMID]
- [34] Choi YK, Johnson WO, Thurmond MC. Diagnosis using predictive probabilities without cut-offs. *Statistics in Medicine*. 2006; 25(4):699-717. [DOI:10.1002/sim.2365] [PMID]
- [35] Arroll B, Goodyear-Smith F, Crengle S, Gunn J, Kerse N, Fishman T, et al. Validation of PHQ-2 and PHQ-9 to screen for major depression in the primary care population. *The Annals of Family Medicine*. 2010; 8(4):348-53. [DOI:10.1370/afm.1139] [PMID]
- [36] Newman TB, Kohn MA. Multilevel and continuous tests. In: *Evidence-based diagnosis: An introduction to clinical epidemiology*. Cambridge: Cambridge University Press; 2020. [DOI:10.1017/9781108500111.004]
- [37] Birnbaum MH. Base rates in bayesian inference: Signal detection analysis of the cab problem. *The American Journal of Psychology*. 1983; 96(1):85-94. [DOI:10.2307/1422211]
- [38] Peng CY, Lee KL, Ingersoll GM. An introduction to logistic regression analysis and reporting. *The Journal of Educational Research*. 2002; 96(1):3-14. [DOI:10.1080/00220670209598786]
- [39] Lim GY, Tam WW, Lu Y, Ho CS, Zhang MW, Ho RC. Prevalence of depression in the community from 30 countries between 1994 and 2014. *Scientific Reports*. 2018; 8(1):2861. [DOI:10.1038/s41598-018-21243-x] [PMID]
- [40] Shuster A, O'Brien M, Luo Y, Berner LA, Perl O, Heflin M, et al. Emotional adaptation during a crisis: Decline in anxiety and depression after the initial weeks of COVID-19 in the United States. *Translational Psychiatry*. 2021; 11(1):435. [DOI:10.1038/s41398-021-01552-y] [PMID]
- [41] Fancourt D, Steptoe A, Bu F. Trajectories of anxiety and depressive symptoms during enforced isolation due to COVID-19 in England: A longitudinal observational study. *The Lancet Psychiatry*. 2021; 8(2):141-9. [DOI:10.1016/S2215-0366(20)30482-X] [PMID]
- [42] Bourmistrova NW, Solomon T, Braude P, Strawbridge R, Carter B. Long-term effects of COVID-19 on mental health: A systematic review. *Journal of Affective Disorders*. 2022; 299:118-25. [DOI:10.1016/j.jad.2021.11.031] [PMID]
- [43] Jeong H, Yim HW, Song YJ, Ki M, Min JA, Cho J, et al. Mental health status of people isolated due to Middle East Respiratory Syndrome. *Epidemiology and Health*. 2016; 38:e2016048. [DOI:10.4178/epih.e2016048] [PMID]
- [44] Brooks SK, Webster RK, Smith LE, Woodland L, Wessely S, Greenberg N, et al. The psychological impact of quarantine and how to reduce it: Rapid review of the evidence. *The Lancet*. 2020; 395(10227):912-20. [DOI:10.1016/S0140-6736(20)30460-8] [PMID]
- [45] Onyeaka H, Anumudu CK, Al-Sharify ZT, Egele-Godswill E, Mbaegbu P. COVID-19 pandemic: A review of the global lockdown and its far-reaching effects. *Science Progress*. 2021; 104(2):00368504211019854. [DOI:10.1177/00368504211019854] [PMID]
- [46] Richter D, Wall A, Bruen A, Whittington R. Is the global prevalence rate of adult mental illness increasing? Systematic review and meta-analysis. *Acta Psychiatrica Scandinavica*. 2019; 140(5):393-407. [DOI:10.1111/acps.13083] [PMID]
- [47] Kim SW, Park IH, Kim M, Park AL, Jhon M, Kim JW, et al. Risk and protective factors of depression in the general population during the COVID-19 epidemic in Korea. *BMC Psychiatry*. 2021; 21(1):445. [DOI:10.1186/s12888-021-03449-y] [PMID]
- [48] Pawar N, Kumar N, Vikram A, Sembiah S, Rajawat G. Depression and its socio-demographic correlates among urban slum dwellers of North India: A cross-sectional study. *Journal of Family Medicine and Primary Care*. 2022; 11(6):2369-76. [DOI:10.4103/jfmpc.jfmpc_616_21] [PMID]
- [49] Sojasi Qeidari H, Sadeqlou T, Shahdadi A. [The effects of globalization on lifestyle changes in rural areas (Persian)]. *Interdisciplinary Studies in the Humanities*. 2016; 7(4):153-88. [DOI:10.7508/isih.2015.28.006]
- [50] Purtle J, Nelson KL, Yang Y, Langellier B, Stankov I, Roux AV. Urban-rural differences in older adult depression: A systematic review and meta-analysis of comparative studies. *American Journal of Preventive Medicine*. 2019; 56(4):603-13. [DOI:10.1016/j.amepre.2018.11.008] [PMID]
- [51] Xu C, Miao L, Turner D, DeRubeis R. Urbanicity and depression: A global meta-analysis. *Journal of Affective Disorders*. 2023; 340:299-311. [DOI:10.1016/j.jad.2023.08.030] [PMID]
- [52] Falahat K, Baradaran Eftekhari M, Mirabzadeh A. [Social determinants of health for positive mental health of Iranian adults (Persian)]. *Iranian Journal of Psychiatry and Clinical Psychology*. 2024; 29(4):494-513. [DOI:10.32598/ijp-cp.29.4.2669.4]

- [53] Hayati M, Soleymani Sh. [The consequences of divorce for the divorced person: A qualitative study (Persian)]. Rooyesh-e-Ravanshenasi. 2019; 7(11):273-88. [\[Link\]](#)
- [54] Szabo A, Allen J, Alpass F, Stephens C. Longitudinal trajectories of quality of life and depression by housing tenure status. The Journals of Gerontology: Series B. 2018; 73(8):e165-74. [\[DOI:10.1093/geronb/gbx028\]](#) [\[PMID\]](#)
- [55] Löwe B, Kroenke K, Gräfe K. Detecting and monitoring depression with a two-item questionnaire (PHQ-2). Journal of Psychosomatic Research. 2005; 58(2):163-71. [\[DOI:10.1016/j.jpsychores.2004.09.006\]](#) [\[PMID\]](#)

