



The Socio-economic Factors Determining on Suicide Rate in Iran Bayesian Model Averaging Approach



Azar Tabesh^{1*} PhD, Reza Haj-Manoochehri¹ MD

¹Legal Medicine Research Center, Iranian Legal Medicine Organization, Tehran, Iran

*Correspondence to: Azar Tabesh, Email: tabeshazar@yahoo.com

ARTICLE INFO

Article history:

Received: July 14, 2021

Accepted: September 9, 2021

Online Published: September 21, 2021

Keywords:

Bayesian model averaging

Fertility rate

Abortion rate

Unemployment rate

HIGHLIGHTS

1. Decreasing fertility rate and increasing abortion rate (reducing family dimensions), increasing unemployment rate and increasing illiteracy rate were identified as effective factors in increasing suicide rate in Iran during this period.
2. It is recommended that policymakers seriously to address the problem of unemployment to increase the psychological security of society in order to facilitate childbearing by removing barriers to marriage and family formation.

ABSTRACT

Introduction: Empirical evidence in many countries shows that several factors lead to the decision of individuals to attempt suicide. The aim of this study was to determine the social and economic factors affecting the suicide rate in 31 provinces of the country between 2012 and 2017.

Methods: In the present study, the effect of 16 socio-economic explanatory variables on suicide rate was investigated using the Bayesian model mean (BMA) method in an analytical-descriptive manner using R statistical software. All required statistics and information have been collected from library sources and statistical yearbooks of the Statistics Center of Iran, the Civil Registration Organization and the Forensic Medicine Organization of the country.

Results: In this study, it was found that in Iran in the study period, the fertility rate with a probability of presence of 0.997 with a coefficient of 4.972 has a very strong effect on the suicide rate. Also, the abortion rate variable with a probability of 0.935 with a coefficient of 0.201 is the second strongest variable affecting the suicide rate. Among the 4 independent economic variables, only the unemployment rate with a probability of 0.719 and a coefficient of 0.393 is known as the third variable affecting the suicide rate. The illiteracy rate variable with a probability of 0.758 also has a relatively acceptable effect on the suicide rate. In contrast, other social and economic variables do not have much effect on the suicide rate in Iran.

Conclusion: Based on the results of this study, fertility rate, abortion rate, unemployment rate and illiteracy rate are the four main factors affecting the suicide rate in Iran.

How to cite: Tabesh A, Haj-Manoochehri R. The socio-economic factors determining on suicide rate in Iran Bayesian model averaging approach. Iran J Forensic Med. 2021;27(2):93-104.



تعیین عوامل اجتماعی و اقتصادی مؤثر بر نرخ خودکشی در ایران رهیافت میانگین گیری مدل بیزین

آذر تابش^{۱*} PhD، رضا حاج منوچهری^{۱*} MD^۱ مرکز تحقیقات پژوهشی قانونی، سازمان پژوهشی قانونی کشور، تهران، ایران

*نویسنده مسئول: آذر تابش، پست الکترونیک: tabeshazar@yahoo.com

چکیده

مقدمه: شواهد تجربی در بسیاری از کشورها نشان می‌دهد که عوامل متعددی منجر به تصمیم افراد برای اقدام به خودکشی می‌شود. این پژوهش با هدف تعیین عوامل اجتماعی و اقتصادی مؤثر بر نرخ خودکشی در ۳۱ استان کشور در فاصله زمانی سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۸ انجام شد.

روش بررسی: در پژوهش حاضر اثر ۱۶ متغیر توضیحی اجتماعی و اقتصادی بر نرخ خودکشی با به کارگیری روش میانگین گیری مدل بیزین (BMA) به صورت تحلیلی-توصیفی و با بهره گیری از نرم افزار آماری R مورد بررسی قرار گرفت. کلیه آمار و اطلاعات مورد نیاز از منابع کتابخانه‌ای و سالنامه‌های آماری مرکز آمار ایران، سازمان ثبت احوال و سازمان پژوهشی قانونی کشور جمع آوری شده است.

یافته‌ها: در این مطالعه مشخص شد در ایران در فاصله زمانی مورد مطالعه، نرخ باروری با احتمال حضور ۰/۹۹۷ با ضریب ۴/۹۷۲ دارای تأثیری بسیار قوی بر نرخ خودکشی است. همچنین متغیر نرخ سقط جنین با احتمال حضور ۰/۹۳۵ با ضریب ۰/۲۰۱ دومین متغیر نیرومند مؤثر بر نرخ خودکشی است. از بین ۴ متغیر مستقل اقتصادی نیز تنها نرخ بیکاری با احتمال حضور ۰/۷۱۹ و با ضریب ۰/۳۹۳ به عنوان سومین متغیر مؤثر بر نرخ خودکشی شناخته شده است. متغیر نرخ بی‌سوادی نیز با احتمال حضور ۰/۷۵۸ نیز دارای اثر نسبتاً قابل قبولی بر نرخ خودکشی است. در مقابل، سایر متغیرهای اجتماعی و اقتصادی تأثیر چندانی بر نرخ خودکشی در ایران ندارند.

نتیجه گیری: براساس نتایج این پژوهش، نرخ باروری، نرخ سقط جنین، نرخ بیکاری و نرخ بی‌سوادی ۴ عامل اصلی تأثیرگذار بر نرخ خودکشی در ایران هستند.

اطلاعات مقاله

تاریخچه مقاله:

۱۳۹۹/۰۴/۲۳

دریافت:

۱۴۰۰/۰۶/۱۸

پذیرش:

۱۴۰۰/۰۶/۳۰

انتشار برخط:

واژگان کلیدی:

خودکشی
میانگین گیری مدل بیزین
نرخ باروری
نرخ سقط جنین
نرخ بیکاری

نکات ویژه

۱. کاهش نرخ باروری و افزایش نرخ سقط جنین (کاهش ابعاد خانواده)، افزایش نرخ بیکاری و افزایش سطح بی‌سوادی از عوامل اثرگذار بر افزایش نرخ خودکشی در این بازه زمانی در ایران شناخته شد.
۲. به سیاست‌گذاران توصیه می‌گردد برای افزایش امنیت روانی جامعه با جدیت به رفع معضل بیکاری پرداخته تا با رفع موانع ازدواج و تشکیل خانواده فرزندآوری نیز تسریع گردد.

مقدمه

یکی از مهم‌ترین علل فوت در مرگ‌های غیرطبیعی خودکشی (Suicide) است. کامل‌ترین تعریف از خودکشی توسط امیل دورکیم جامعه‌شناس فرانسوی (۱۸۹۷) بیان شده که خودکشی را هر نوع مرگی که نتیجه مستقیم یا غیرمستقیم رفتار مثبت یا منفی خود قربانی است با علم به اینکه چنان نتیجه‌ای به بار خواهد آورد، توصیف می‌کند. اقدام به خودکشی نیز عملی است که بدین‌سان تعریف شده،

اما قبل از اینکه به مرگ منجر شود، متوقف شده است [۱]. لیتله (۱۹۸۸) نیز خودکشی را به معنای آسیب مرگبار به خویشستن دانسته که به صورت آگاهانه انجام می‌شود و بین آن و رفتار آسیب‌زایی که هدف هوشیارانه در آن بارز نباشد (مانند جنون سرعت، راندن وسیله نقلیه به دلیل نوشیدن الکل و...) تفاوت قائل شده است [۲]. خودکشی یک معضل جهان‌شمول است زیرا براساس آمار و اطلاعات منتشر شده توسط سازمان بهداشت جهانی (WHO) نزدیک

به ۸۰۰/۰۰۰ نفر سالانه در سراسر دنیا به این دلیل جان خود را از دست می‌دهند، در حالی که اقدام به خودکشی در جهان حدوداً ۲۰ برابر بیشتر از مرگ ناشی از خودکشی برآورد شده است. البته میزان پراکندگی خودکشی در کشورهای مختلف جهان متفاوت است. به عنوان مثال در سال ۲۰۱۶ میانگین نرخ خودکشی ۱۰.۵ در ۱۰۰ هزار نفر در جهان ذکر شده است، در صورتی که این نرخ در همان سال در کشورهای آسیای جنوب شرقی ۱۳/۴ در ۱۰۰ هزار نفر، اروپا ۱۲/۶ در ۱۰۰ هزار نفر و آفریقا ۱۲ نفر در ۱۰۰ هزار نفر بوده که بالاتر از میانگین جهانی است [۳]. در ایران این نرخ ۵/۹ در ۱۰۰ هزار نفر گزارش شده که بسیار کمتر از میانگین جهانی بوده است. البته نکته قابل توجه در خصوص ایران این است که این نرخ در استان‌های مختلف بسیار متفاوت است. به عنوان مثال در همان سال ۲۰۱۶ میزان خودکشی در استان کرمانشاه ۱۴ در ۱۰۰ هزار نفر و ایلام ۱۲/۶ در ۱۰۰ هزار نفر بوده که بسیار بالاتر از میانگین جهانی و نگران‌کننده است [۴].

اما به راستی دلایل اقدام به چنین امر ناپسندی توسط انسان چیست؟ برای پاسخ به این سوال مطالعات تجربی فراوانی توسط متخصصان روانپزشکی و روانشناسی صورت گرفته است. بسیاری از روانشناسان اقدام به خودکشی را نتیجه افسردگی و سایر اختلالات روانپزشکی می‌دانند [۵]. در این استدلال کشتن عمدی خود، کاری غیرمنطقی است که ناشی از بیماری‌های روانی است. به همین دلیل باید برای اتخاذ استراتژی‌ها و برخی مداخلات برای پیشگیری از اقدام به آن، بیماری‌های دخیل را مورد بررسی قرار داد. اما تجربه نشان داده که مشاوره‌های روانشناسی و مراقبت‌های پزشکی نمی‌توانند انگیزه‌های اساسی برای خودکشی مانند بیکاری، احساس ناامنی از درآمد یا استرس مالی را حل کنند و یا راه‌حل‌های جامع امنیت اجتماعی ارائه دهند [۶]، به همین دلیل لازم است محققان علوم دیگر مانند جامعه‌شناسی و اقتصادی نیز وارد این عرصه شوند.

جامعه‌شناسان خودکشی را یک مسئله اجتماعی قلمداد کرده‌اند و به ساختارهای اجتماعی مرتبط می‌دانند، به همین دلیل توجه خود را نه بر خودکشی فردی بلکه بر میزان خودکشی در جامعه متمرکز می‌کنند. به عنوان مثال دورکیم (۱۸۹۷) با بررسی خودکشی‌های صورت گرفته در شهرهای مختلف فرانسه نشان داد که بین خودکشی و متغیرهای روانشناختی مانند روانپریشی، همبستگی وجود ندارد. او خودکشی را نتیجه بی‌نظمی اجتماعی،

فقدان ادغام اجتماعی یا همبستگی اجتماعی معرفی کرده است. از نظر او نیاز انسان به دو بخش تقسیم می‌شود: یکی تنظیم خواسته‌ها و تمایلاتش توسط جامعه و دیگری تنظیم پیوند او با دیگران (ادغام اجتماعی) که هرگونه افراط یا تفریط در این دو زمینه شرایط لازم برای خودکشی را فراهم خواهد کرد. دورکیم علاوه بر ارائه مدلی برای تحقیقات تجربی، الگوهای خودکشی موجود را بر اساس سن، سواد و سایر متغیرهای جمعیت‌شناختی و جامعه‌شناسی خلاصه کرده و یک الگوی جامع طبقه‌بندی‌شده را معرفی می‌کند. او تأکید می‌کند عاملی که مسبب خودکشی می‌شود یک عامل روانی نیست، بلکه یک عامل اجتماعی است [۱،۷].

پس از او هنری و شورت (۱۹۵۴) نیز خودکشی را ناشی از ناامیدی افراد در تلاش برای دستیابی به اهداف اجتماعی و احساسات پرخاشگری متعاقب آن دانسته که نهایتاً منجر به کشتن خودشان (خودکشی) یا کشتن دیگران می‌شود. آنها ادعا کردند که بهبود وضعیت اقتصادی منجر به کاهش ناامیدی و در نتیجه پرخاشگری می‌شود که می‌تواند نرخ خودکشی را به میزان قابل توجهی کاهش دهد [۸].

گرچه رویکرد اقتصادی به خودکشی خیلی دیرتر توسعه یافت، اما نظریه هامرمش و سوس (۱۹۷۴) چارچوبی را فراهم آورد که کارهای تجربی متعددی در این حوزه صورت گیرد. آنها خودکشی را به عنوان یک تصمیم فردی عقلایی توضیح می‌دهند که فرد برای به حداکثر رساندن مطلوبیت، در مواجهه با محیط آن را انتخاب می‌کند. از نظر آنها درآمد بالاتر که منجر به مطلوبیت بیشتر می‌شود، احتمال خودکشی را کاهش می‌دهد. علاوه بر این، درآمد بیشتر با استانداردهای بالاتر زندگی، رضایت بیشتری از زندگی را به دنبال دارد زیرا با وجود منابع کافی است که بیشتر می‌توان با حوادث و شرایط استرس‌زای زندگی کنار آمد [۹].

پیرو نظریه‌های اجتماعی و اقتصادی مطرح شده در خصوص خودکشی، مطالعات تجربی زیادی در زمینه رابطه بین عوامل اجتماعی و اقتصادی و نرخ خودکشی انجام شده است.

به عنوان نمونه در راستای بررسی اثر متغیرهای اجتماعی درون خانواده نظیر نرخ باروری، نرخ ازدواج، نرخ همسرآزاری، نرخ طلاق و یا حتی نرخ سقط جنین بر نرخ خودکشی در زنان و بعضاً مردان مطالعات تجربی زیادی صورت گرفته و یا درخصوص اثر متغیرهای فضایی مانند نرخ مهاجرت، میزان شهرنشینی و یا سایر آسیب‌های اجتماعی نظیر مصرف الکل، استعمال مواد مخدر، دگرکشی و

آن در ایران قابل حصول است مورد توجه قرار گیرد و با استفاده از روش مذکور مدل بهینه و متغیرهایی که به نظر می‌رسند با احتمال بالاتری جزو عوامل اثرگذار هستند احصا و موردبررسی قرار گیرند.

روش بررسی

پژوهش حاضر از نظر هدف کاربردی و از نظر روش تحلیلی توصیفی است که در آن از روش میانگین‌گیری مدل بیزین (BMA) و با استفاده از رهیافت فرناندز و همکاران (۲۰۰۱) برای بررسی اثر میانگین ۱۶ متغیر توضیحی بر متغیر وابسته نرخ خودکشی در ۳۱ استان کشور در فاصله زمانی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۹۱ بهره گرفته شده است [۳۹].

استفاده از روش میانگین‌گیری مدل بیزین (BMA) دارای دو مزیت عمده است. اول اینکه برخلاف روش کلاسیک که برای آزمون معناداری ضرایب از استنتاج آماری بهره می‌جوید، در این روش اساس کار مبتنی بر تحلیل آماری و بر اساس توزیع‌های احتمالی است. به عبارت دیگر در روش کلاسیک برای تخمین پارامتر ثابت و مجهول از تابع درست‌نمایی استفاده می‌شود که این تابع صرفاً براساس داده‌های نمونه به دست می‌آید، اما در روش بیزین به جای تابع درست‌نمایی از توزیع پسین استفاده می‌شود. در اینجا تخمین پارامتر مجهول (در اینجا تصادفی است) هم تابعی از داده‌های نمونه است و هم تابعی از قضاوت‌های ذهنی محقق (توزیع پیشین). تابع توزیع پسین نیز از ضرب تابع توزیع پیشین در تابع درست‌نمایی به دست می‌آید [۴۰]. از طرفی همان‌گونه که قبلاً نیز اشاره شد روش میانگین‌گیری مدل بیزین (BMA) روش مناسبی برای حل مسئله نااطمینانی است. به عبارت دیگر با این روش معضل نبود اطمینان در خصوص ترکیب متغیرها و مدل را می‌توان برطرف کرد [۴۱].

در این روش ضرایب یک متغیر مستقل بر اساس یک مدل منفرد برآورد نمی‌شود بلکه از میانگین ضرایب برآورد شده هر یک از متغیرها در تکرار یا نمونه‌گیری مؤثر از مدل‌های مختلف به دست می‌آید. اما از آنجا که محاسبه تمام ترکیبات متغیرهای بالقوه غیرممکن است، وقتی بیش از ۱۴ متغیر توضیحی وجود دارد، از زنجیر مارکوف مونت کارلو (mcmc) که یک کلاس از الگوریتم‌ها برای نمونه‌برداری از یک توزیع احتمالی است، برای جمع‌آوری نتایج مهم‌ترین قسمت‌های توزیع پسین استفاده می‌شود. با ساخت یک زنجیره مارکوف می‌توان نمونه‌ای از توزیع مطلوب را با مشاهده

جرایم جنسی نیز بررسی‌هایی در سراسر جهان انجام شده است [۱۸-۱۰]. از طرفی به‌منظور کشف رابطه بین عوامل اقتصادی مانند اثر متغیرهایی نظیر بیکاری، فقر، نابرابری درآمد، نرخ مشارکت اقتصادی، میزان ورشکستگی و میزان بیمه عمر بر نرخ خودکشی نیز بررسی‌های متعددی به صورت جداگانه انجام شده است [۱۹-۲۹].

اما در هر یک از این مطالعات با توجه هدف نویسنده، از یک‌سری متغیرهای توضیحی استفاده شده و مطالعه جامعی که تمام یا بخش زیادی از متغیرهای مؤثر بر خودکشی را به صورت همزمان مورد توجه قرار دهد انجام نشده است. از طرفی در خصوص اثرگذاری بخشی از این متغیرها (علی‌الخصوص متغیرهای تأثیرگذار اجتماعی) پشتوانه نظری محکم و یا اجماع کافی وجود ندارد که این امر می‌تواند یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های مدل‌سازان برای انتخاب صحیح متغیرهای توضیحی بالقوه‌ای باشد که بایستی در مدل لحاظ شود. درواقع مدل‌ساز با یک فقدان اطمینان در انتخاب متغیر و انتخاب مدل (نوع، تعداد و ترکیب متغیرها) مواجه است. یکی از اقداماتی که به‌طور سنتی در گذشته برای رفع این مشکل صورت می‌گرفت، انجام آزمون‌های متوالی به‌منظور حذف متغیرهای اضافه و یا اضافه کردن متغیرهای حذف شده و آزمون فرضیه در خصوص معناداری آنها بوده، اما این روش به دلیل فقدان اعتبار آزمون فرضیه در تصریحات نادرست و خطاهای تجمعی و متوالی دارای نتایج مطلوبی نیست. به همین دلیل در سال‌های اخیر برای رفع این معضل به‌کارگیری روش‌های بیزینی، مخصوصاً روش میانگین‌گیری مدل بیزین (BMA) بسیار متداول شده است. در این روش به دلیل اینکه تعداد زیادی متغیر توضیحی بالقوه و در نتیجه مدل‌های بی‌شماری وجود دارد از تمام مدل‌های خطی محتمل میانگین‌گیری می‌شود. درواقع با این شیوه، نبود اطمینان در انتخاب متغیرهای مؤثر و در نتیجه تصریح مدل برطرف می‌شود. این روش توسط جفریز (۱۹۶۱) ابداع شد و سپس توسط لیمر (۱۹۷۸)، یورک و همکاران (۱۹۹۵)، رافتری و همکاران (۱۹۹۹) و کوپ (۲۰۰۳) توسعه یافت [۳۰]. مطالعات زیادی با این روش در حوزه‌های مختلف علوم از جمله علوم اقتصادی، اجتماعی و پزشکی تاکنون صورت گرفته است [۳۱-۳۸].

در این پژوهش که هدف آن بررسی جامع‌تری از عوامل اجتماعی و اقتصادی مؤثر بر نرخ خودکشی است سعی شده طیف وسیعی از متغیرهای مؤثر ذکر شده در سایر مطالعات تجربی که اطلاعات

زنجیره بعد از چند مرحله به دست آورد. هرچه گام‌های بیشتری وجود داشته باشد، توزیع نمونه با توزیع مطلوب واقعی مطابقت بیشتری خواهد داشت. معمولاً انتقال از یک گره زنجیره به گره دیگر با استفاده از روش‌های گام تصادفی شامل الگوریتم متروپلیس هیستینگز، نمونه‌گیری برشی، مونت کارلوی همیلتونی و ... صورت می‌گیرد [۴۲].

از طرفی اگر تعداد مدل‌ها خیلی زیاد باشد، مدل‌ساز با مشکل تعیین تابع پیشین مدل مواجه خواهد شد. به‌عنوان مثال تابع پیشین که به داده‌ها وابسته نیست، می‌تواند نشان‌دهنده مجموعه‌ای از اطلاعات شخصی محقق در خصوص پارامترهای مدل باشد که در این حالت به آن (Informative prior) یا تابع پیشین حاوی اطلاعات می‌گویند. اما از آنجا که بعید است محقق اطلاعاتی از این دست برای پارامترهای 2^k مدل در اختیار داشته باشد، در این شرایط استفاده از تابع پیشین فاقد اطلاعات (Non-Informative prior) پیشنهاد می‌شود که استفاده از آن تأثیری روی محاسبات مربوط به پارامترها نخواهد داشت. اما نکته مهم آن است که محاسبه تابع پسین با استفاده از تابع پیشین فاقد اطلاعات، تنها برای پارامترهایی که در تمام مدل‌ها مشترک هستند (مانند عرض از مبدأ و واریانس) امکان‌پذیر است. بنابراین برای رفع این مشکل استفاده از تابع پیشین g-prior زلنر توصیه می‌شود [۴۲].

در این پژوهش تعداد $2^{16} = 65536$ مدل (باتوجه به اینکه ۱۶ متغیر توضیحی برای بررسی در نظر گرفته شده است) با به‌کارگیری نمونه‌گیر تولد-مرگ و تابع توزیع پیشین $g=UIP$ که براساس آن g برابر حجم نمونه است و با $100/000$ نمونه‌گیری مؤثر و $100/000$ نمونه‌گیری غیر مؤثر با روش (BMA) با استفاده از نرم‌افزار R برآورد شده است.

متغیرهای استفاده شده در این الگو نیز به شرح زیر توصیف می‌شود:

۱. نرخ خودکشی: نسبت تعداد موارد مرگ مشکوک به خودکشی هر استان به جمعیت آن ضرب در ۱۰۰ هزار
 ۲. نرخ باروری کل: نسبت تعداد متولدین هر استان به جمعیت زنان بین ۱۵ تا ۴۹ سال آن ضرب در ۱۰۰
 ۳. نرخ سقط جنین: نسبت تعداد مراجعان به سازمان پزشکی قانونی هر استان برای سقط درمانی به جمعیت آن ضرب در ۱۰۰ هزار
- باتوجه به اینکه اطلاعات دقیقی از میزان سقط جنین (اعم از قانونی و غیرقانونی) در ایران وجود ندارد از این نرخ به عنوان پروکسی

استفاده شده است.

۴. نرخ بیکاری: نسبت جمعیت بیکار بالای ۱۵ سال هر استان به جمعیت فعال آن ضرب در ۱۰۰
 ۵. نرخ بی‌سوادی: نسبت جمعیت بی‌سواد ۶ ساله و بالاتر هر استان به جمعیت کل آن ضرب در ۱۰۰
 ۶. نرخ جرایم جنسی: نسبت تعداد مراجعان آزار جنسی (اعم از زن و مرد) به سازمان پزشکی قانونی هر استان به جمعیت آن ضرب در ۱۰۰ هزار
 ۷. نرخ دگرکشی: نسبت تعداد موارد مرگ مشکوک به دگرکشی هر استان بر جمعیت آن ضرب در ۱۰۰ هزار
 ۸. بار تکفل خالص: نسبت کل جمعیت هر استان به جمعیت شاغل آن
 ۹. نرخ مصرف مواد مخدر و الکل: نسبت تعداد موارد مرگ ناشی از مصرف الکل و مواد مخدر هر استان به جمعیت آن ضرب در ۱۰۰ هزار
- باتوجه به اینکه اطلاعات دقیقی از میزان مصرف مواد مخدر و الکل در ایران وجود ندارد از این نرخ به عنوان پروکسی استفاده شده است.
۱۰. نرخ همسرآزاری: نسبت معاینات نزاع مربوط به همسرآزاری در سازمان پزشکی قانونی هر استان به جمعیت آن ضرب در ۱۰۰ هزار
 ۱۱. نرخ نزاع: نسبت تعداد معاینات مربوط به نزاع در سازمان پزشکی قانونی هر استان به جمعیت کل آن ضرب در ۱۰۰ هزار
 ۱۲. لگاریتم درآمد سرانه: متوسط درآمد یک خانوار در سطح استان
 ۱۳. نرخ طلاق: نسبت تعداد طلاق‌های ثبت شده در هر استان تقسیم بر جمعیت آن ضرب در ۱۰۰ هزار نفر
 ۱۴. نرخ مهاجرت خالص مثبت: مجموع جمعیت استان و تعداد متوفی‌های سال t منهای مجموع جمعیت سال $t-1$ و متولدین سال t بر جمعیت استان تقسیم شده تا نرخ مهاجرت به دست آید. از آنجا که بعضی استان‌ها مهاجرپذیر بوده و بعضی استان‌ها مهاجرفرست هستند، تنها مقادیر استان‌های مهاجرپذیر لحاظ شده است.
 ۱۵. نرخ از کارافتادگی: نسبت تعداد معاینات مربوط به از کارافتادگی در سازمان پزشکی قانونی هر استان به جمعیت آن ضرب در ۱۰۰ هزار
 ۱۶. میزان شهرنشینی: عبارت است از جمعیت ساکن در مناطق شهری نسبت به جمعیت کل
 ۱۷. ضریب جینی: ضریب جینی شاخص نابرابری درآمد است که

متغیرهای وابسته و مستقل در دوره زمانی مورد مطالعه به‌طور خلاصه در جدول ۲ نشان داده شده است. همان‌گونه که جدول ۲ نشان می‌دهد میانگین خودکشی ۵,۲۵ در ۱۰۰ هزار نفر است که بسیار کمتر از میانگین جهانی است.

همان‌گونه که قبلاً اشاره شد، یکی از مهم‌ترین مزایای این روش، قابلیت بالای ضرایب برآورد شده متغیرهای توضیحی آن است، زیرا این ضرایب تنها براساس یک مدل واحد برآورد نشده و از میانگین وزنی ضرایب برآورد شده هر یک از متغیرها در ۶۵۵۳۶ مدل به دست می‌آید. بنابراین در گام نخست بایستی مدل برتر و بهینه انتخاب شود.

جدول ۳ ترکیبی از متغیرهای توضیحی را در ۵ مدل برتر را نشان می‌دهد که با ۱۰۰,۰۰۰ نمونه‌گیری مؤثر (iter) از کلیه

از منحنی لورنز به دست می‌آید. در صورتی که توزیع درآمد کاملاً برابر باشد این ضریب مساوی صفر و در صورتی که توزیع درآمد کاملاً نابرابر باشد، این ضریب مساوی یک است. هرچه این ضریب کوچک‌تر باشد بیانگر آن است که درآمد عادلانه‌تر توزیع شده است. منبع جمع‌آوری هر متغیر در جدول ۱ مشخص شده است.

یافته‌ها

در ایران در فاصله سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۸ حدود ۳۵۰۹۳ مورد مرگ مشکوک به خودکشی توسط کارشناسان پزشکی قانونی تشخیص داده شده که از این میان ۱۰۴۰۵ خودکشی مربوط به زنان و ۲۴۶۸۸ خودکشی مربوط به مردان بوده است. آمار توصیفی متغیرهای این پژوهش چون میانگین، انحراف معیار و میانه

▼ جدول ۱. لیست متغیرهای مدل

ردیف	نوع متغیر	مخفف متغیر	تعریف متغیر	منبع جمع‌آوری اطلاعات	علامت انتظاری
۱	متغیر وابسته	SUI	نرخ خودکشی	سازمان پزشکی قانونی کشور	-
۲	متغیرهای مستقل اقتصادی	TAK	بار تکفل خالص	مرکز آمار ایران و محاسبات محقق	مثبت
۳		U	نرخ بیکاری	مرکز آمار ایران	مثبت
۴		LOG(IN)	لگاریتم درآمد سرانه	مرکز آمار ایران و محاسبات محقق	منفی
۵		G	ضریب جینی	مرکز آمار ایران و محاسبات محقق	مثبت
۶		BI	نرخ بی‌سوادی	مرکز آمار ایران و محاسبات محقق	مثبت
۷	متغیرهای مستقل اجتماعی	HAM	نرخ همسرآزاری	سازمان پزشکی قانونی کشور	مثبت
۸		DIV	نرخ طلاق	سازمان ثبت احوال کشور	مثبت
۹		IMG	نرخ مهاجرت	مرکز آمار ایران و محاسبات محقق	مثبت
۱۰		HO	نرخ دگرگشتی	سازمان پزشکی قانونی کشور	مثبت
۱۱		NEZ	نرخ نزاع	سازمان پزشکی قانونی کشور	مثبت
۱۲		ALDR	نرخ مصرف الکل و مواد مخدر	سازمان پزشکی قانونی کشور	مثبت
۱۳		SH	میزان شهرنشینی	مرکز آمار ایران	مثبت
۱۴		SEG	نرخ سقط جنین	سازمان پزشکی قانونی کشور	مثبت
۱۵		JSEX	نرخ جرایم جنسی	سازمان پزشکی قانونی کشور	مثبت
۱۶		TH	نرخ باروری	مرکز آمار ایران و محاسبات محقق	منفی
۱۷		AZ	نرخ از کارافتادگی	سازمان پزشکی قانونی کشور	مثبت

▼ جدول ۳. انتخاب ۵ مدل برتر به روش BMA

نام متغیر	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل ۵
نرخ بی سواد	۱	۱	۱	۱	۱
بار تکفل خالص	۰	۰	۱	۰	۰
نرخ همسرآزاری	۰	۰	۰	۰	۱
نرخ بیکاری	۱	۱	۱	۱	۱
نرخ طلاق	۰	۰	۰	۰	۰
لگاریتم درآمد سرانه	۰	۰	۰	۰	۰
نرخ دگرگشتی	۰	۱	۰	۰	۰
نرخ نزاع	۰	۰	۰	۰	۰
نرخ مصرف مواد مخدر و الکل	۰	۰	۰	۰	۰
نرخ از کارافتادگی	۰	۰	۰	۰	۰
نرخ شهرنشینی	۰	۰	۰	۰	۰
ضریب جینی	۰	۰	۰	۰	۰
نرخ سقط جنین	۱	۱	۱	۱	۱
نرخ جرایم جنسی	۰	۱	۰	۰	۰
نرخ باروری	۱	۱	۱	۱	۱
نرخ مهاجرت مثبت	۰	۰	۰	۰	۰
PMP(Exact)	۰/۰۱۴۹۳	۰/۰۱۳۰۷	۰/۰۱۳۰۵	۰/۰۱۱۹۹۷	۰/۰۱۰۷۷
احتمال پسین تحلیلی					
PMP(MCMC)	۰/۰۱۳۹۲	۰/۰۱۱۹	۰/۰۱۱۸۶	۰/۰۱۱۷۶	۰/۰۱۱۰۳
احتمال پسین عددی					

متغیرهایی که دارای کد ۱ هستند، متغیرهایی هستند که پس از ۱۰۰۰۰۰ نمونه‌گیری مؤثر و ۱۰۰۰۰۰ نمونه‌گیری غیر مؤثر در انتخاب مدل‌ها در ستون متغیرهای مربوط به ۵ مدل بهینه اول قرار گرفته‌اند.

PMP=posterior model probabilities

احتمال پسین هر مدل M_i برابر با نسبت تعداد دفعات انتخاب آن مدل (top5count) به مجموع انتخاب‌های کل ۵ مدل بهینه (sum(top5count)) در فرآیند الگوریتم MC است.

$P(M_i) = \text{top5count} / \text{sum}(\text{top5count})$

احتمال پسین عددی PMP(MCMC) وقوع هر یک از ۵ مدل بهینه نیز به صورت نسبت مجموع انتخاب ۵ مدل به کل نمونه‌گیری مؤثر محاسبه می‌شود. احتمال تحلیلی PMP(Exact) هر یک از ۵ مدل بهینه نیز به صورت نسبت لگاریتم تابع درست‌نمایی نهایی هر مدل به مجموع لگاریتم ۵ مدل مذکور و در قالب روابط ذیل برآورد می‌شود:

$t = \text{lprobt}5 - \text{lprobt}(\max), P(M_i/y) = e_i / \text{sum}(e_i)$

احتمال مذکور میزان لگاریتم تابع درست‌نمایی حاشیه‌ای است که به عنوان یکی از خروجی‌های مهم روش BMA از اهمیت به‌سزایی به هنگام مقایسه مدل‌های رقیب برخوردار است.

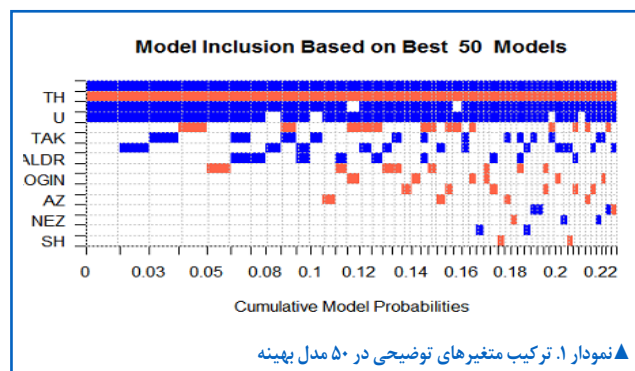
مدل‌های موجود حاصل شده است. به عنوان مثال مدل بهینه اول، ترکیب ۴ متغیر نرخ بی سواد، نرخ بیکاری، نرخ سقط جنین و نرخ باروری را به عنوان متغیرهای تاثیرگذار بر خودکشی نشان می‌دهد. همچنین میزان احتمال پسین انتخاب هریک از این مدل‌ها به روش تحلیلی PMP(Exact) و روش عددی PMP(MCMC) را می‌توان در جدول ۳ مشاهده کرد که نشان‌دهنده آن است که مدل بهینه اول دارای بالاترین میزان احتمال پسین، چه به روش عددی و چه به روش تحلیلی، است.

در نمودار ۱ نیز ترکیب این متغیرهای توضیحی در ۵ مدل برتر قابل مشاهده است. در این نمودار رنگ آبی مربوط به ضرایب مثبت، رنگ قرمز مربوط به ضرایب منفی است و رنگ سفید نیز ضرایب صفر را نشان می‌دهد. در قسمت افقی بهترین مدل‌ها بر

▼ جدول ۲. آمار توصیفی متغیرهای تحقیق در دوره زمانی مورد مطالعه

متغیر	میانگین	میانه	انحراف معیار
نرخ خودکشی	۵/۲۵	۴/۸۶	۳/۰۵
نرخ بی سواد	۱۳/۳۵	۱۴/۶	۳/۵۴
بار تکفل خالص	۲/۶۸	۲/۶۱	۰/۴۷
نرخ همسرآزاری	۸۴/۲۹	۹۱/۶۲	۲۹/۵۲
نرخ بیکاری	۱۰/۹۷	۱۰/۹۴	۲/۱۳
نرخ طلاق	۱۸۹/۶۲	۱۹۹/۹۱	۴۵/۸۳
لگاریتم درآمد سرانه	۵/۳۹	۵/۳۸	۰/۰۸
نرخ دگرگشتی	۲/۴۷	۲/۱۹	۱۰/۹۳
نرخ نزاع	۷۰۴/۸۸	۷۶۸/۲۶	۱۷۰/۵۹
نرخ مصرف مواد مخدر و الکل	۱/۶۶	۲/۱۱	۱/۶۲
نرخ از کارافتادگی	۴/۴۷	۴/۵۹	۱۲/۸
نرخ شهرنشینی	۶۸/۶۷	۶۷/۸۴	۱۲
ضریب جینی	۳۱/۲۷	۳۰/۶	۲/۳۵
نرخ سقط جنین	۲۱/۹۷	۲۳/۹۷	۵/۶
نرخ جرایم جنسی	۷/۲۷	۷/۷۹	۳/۶۷
نرخ باروری	۱/۹۸	۲	۰/۴۵
نرخ مهاجرت مثبت	۳۰۸/۱۴	۶۰۷/۰۳	۳۷۳/۹۷

موارد ماکزیمم توزیع است همان میانگین توزیع پسین است که نتایج آن در جدول ۴ نیز ارائه شده است. به عنوان مثال اثر متغیر



▼ جدول ۴. نتایج محاسبات با روش BMA

Post SD	Post Mean	PIP	نام متغیر
(انحراف معیار ضرایب)	(میانگین پسین ضرایب)	(احتمال وقوع متغیر)	
۱/۳۸۶۹	-۴/۹۷۲۸	۰/۹۹۷۱	نرخ باروری کل
۰/۰۸۸۲	۰/۲۰۱۴	۰/۹۳۵	نرخ سقط جنین
۰/۲۵۵۶	۰/۳۹۳۱	۰/۸۱۹۵	نرخ بیکاری
۰/۲۲۵۵	۰/۳۰۶۵	۰/۷۵۸۷	نرخ بی‌سوادی
۰/۱۳۳۱	-۰/۰۸۶۹	۰/۴۱۷۲	نرخ جرایم جنسی
۰/۲۲۹۶	۰/۱۰۸۹	۰/۳۰۱۶	نرخ دگرگشتی
۰/۹۹۸۶	۰/۴۶۸۴	۰/۳۰۰۳	بار تکفل خالص
۰/۱۷۴	۰/۰۸۳۷	۰/۲۹۸۴	نرخ مصرف مواد مخدر و الککل
۰/۰۱۲۱	-۰/۰۰۵۵	۰/۲۸۳۶	نرخ همسرآزاری
۰/۰۰۲۱	۰/۰۰۰۷	۰/۲۳۰۲	نرخ نزاع
۴/۴۷۳	-۰/۲۷۶۹	۰/۲۱۸۶	لگاریتم درآمد سرانه
۰/۰۰۶	-۰/۰۰۱۴	۰/۱۹۰۹	نرخ طلاق
۰/۰۰۰۷	-۰/۰۰۰۱	۰/۱۸۳۷	نرخ مهاجرت مثبت
۰/۰۱۵۳	-۰/۰۰۲۶	۰/۱۶۴۶	نرخ از کار افتادگی
۰/۰۱۸۳	-۰/۰۰۲۰	۰/۱۵۸۱	نرخ شهرنشینی
۰/۰۷۰۹	۰۰۲۱/۰	۰/۱۵۳۱	ضریب جینی

PIP=posterior inclusion probabilities

اساس PMP نشان داده شده است.

جدول ۴ احتمال پسین حضور متغیر در مدل (PIP)، میانگین پسین ضرایب و انحراف معیار پسین ضرایب را در مدل بهینه ۱ پس از برآورد به روش (BMA) نشان می‌دهد. احتمال پسین حضور متغیر در مدل (PIP) معیار مناسبی برای تشخیص قوی بودن ارتباط متغیر مستقل با متغیر وابسته است. بنابراین مطابق نظر کاس و رفتی (۱۹۹۵) متغیرهای با میانگین پسین ضرایب (PIP) بزرگتر از ۰.۵ را به عنوان متغیرهای توضیحی مؤثر (با اثر قوی) بر متغیر وابسته قلمداد می‌کنیم.

نتایج مندرج در جدول ۴ نشان می‌دهد که از بین ۱۲ متغیر مستقل اجتماعی، نرخ باروری با احتمال حضور ۰.۹۹۷ دارای تأثیر بسیار قوی بر نرخ خودکشی است، به طوری که با افزایش یک درصدی نرخ باروری، نرخ خودکشی ۴.۹۷۲ درصد کاهش می‌یابد.

متغیر نرخ سقط جنین نیز با احتمال حضور ۰.۹۳۵ دومین متغیر نیرومند مؤثر بر نرخ خودکشی است. با افزایش یک درصدی نرخ سقط جنین، میزان خودکشی ۰.۲۰۱ درصد افزایش خواهد یافت.

متغیر نرخ بی‌سوادی نیز با احتمال حضور ۰.۷۵۸ دارای اثر نسبتاً قابل قبولی بر نرخ خودکشی است. این متغیر چهارمین متغیر تأثیرگذار است، به طوری که با افزایش یک درصدی نرخ بی‌سوادی، میزان خودکشی نیز ۰.۳۰۶ درصد افزایش خواهد یافت. تأثیر این متغیرهای اجتماعی بر اساس جدول ۱ مطابق انتظارات بوده، اما سایر متغیرهای اجتماعی تأثیر زیادی بر نرخ خودکشی در ایران ندارند.

از بین ۴ متغیر مستقل اقتصادی تنها نرخ بیکاری با احتمال حضور ۰.۸۱۹ و با ضریب ۰.۳۹۳ به عنوان سومین متغیر مؤثر بر نرخ خودکشی شناخته شده، به طوری که می‌توان گفت با افزایش یک درصدی نرخ بیکاری، نرخ خودکشی ۰.۳۹ درصد افزایش می‌یابد. بنابراین جهت تأثیر این متغیر نیز بر اساس جدول ۱ مطابق انتظارات است. ۳ متغیر بار تکفل خالص، درآمد سرانه و ضریب جینی به دلیل احتمال حضور کمتر از ۰.۵ اثرگذاری چندانی بر نرخ خودکشی ندارند، اما جهت تأثیر این ۳ متغیر نیز مطابق انتظارات نشان داده شده است.

نمودارهای ۲ میانگین تابع توزیع پسین ضرایب متغیرها را به صورت جداگانه نمایش می‌دهد. مقدار متوسط توزیع که در اغلب

داده‌های سری زمانی نشان دادند در آمریکا از سال ۱۹۳۳ تا ۱۹۸۴ نرخ خودکشی با نرخ باروری رابطه منفی دارد و همچنین نتایج مطالعات نویمایر (۲۰۰۳)، رودریگز (۲۰۰۶)، آندرس (۲۰۰۵) برای ۱۵ کشور اروپایی و کو و کاس (۲۰۰۸) برای ژاپن مطابقت دارد. کو و کاس (۲۰۰۸) نشان داده بودند که در ژاپن در فاصله سال‌های ۲۰۰۳ تا ۱۹۵۰ نرخ باروری رابطه‌ای منفی با نرخ خودکشی زنان (با ضریب $-۰/۳۰$) و نرخ خودکشی مردان (با ضریب $-۱۰/۰$) دارد [۱۰، ۱۲، ۱۴، ۱۱، ۱۰].

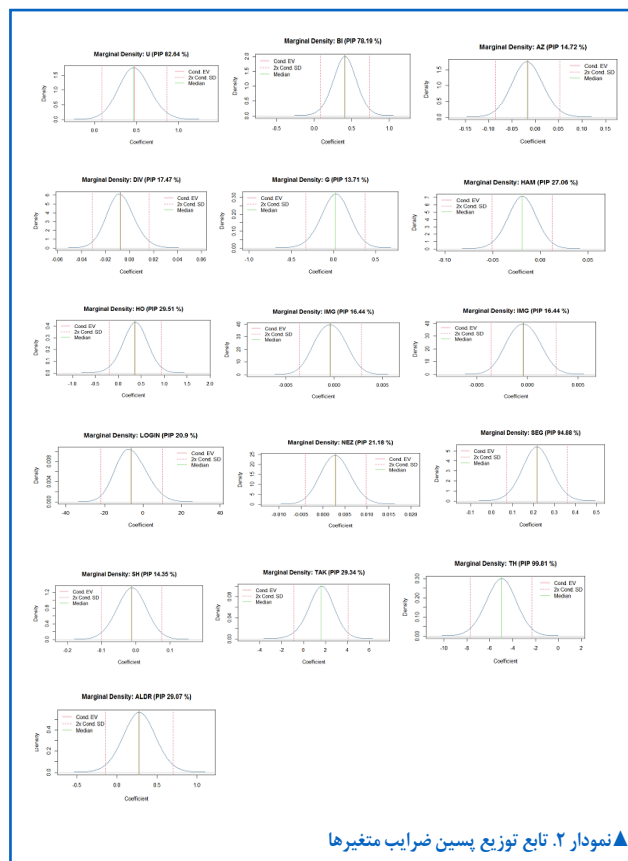
همچنین متغیر نرخ سقط جنین دومین متغیر نیرومند مؤثر بر نرخ خودکشی تعیین شد. البته در ایران به دلیل غیرقانونی بودن سقط جنین غیردرمانی، آمار دقیقی درخصوص کلیه سقط جنین‌های صورت گرفته وجود ندارد. در اینجا با فرض اینکه کلیه مراجعان به پزشکی قانونی برای اخذ مجوز سقط درمانی، در صورت اخذ مجوز به صورت قانونی و در صورت دریافت نکردن مجوز به صورت غیرقانونی اقدام به چنین امری می‌کنند، نرخ سقط جنین محاسبه شده است.

اما برعکس آنچه در مورد نرخ باروری مطرح شده، درخصوص رابطه بین خودکشی و سقط جنین در دنیا توافقی وجود ندارد. بسیاری از کسانی که موافق سقط جنین هستند، بیان وجود رابطه بین سقط جنین و خودکشی را امری سیاسی می‌دانند و معتقدند بیشتر این ادعاها مبتنی بر خوداظهاری اندک زنانی است که اقدام به خودکشی کرده‌اند، در حالی که مخالفان سقط جنین بر وجود چنین رابطه‌ای تأکید دارند. همین امر باعث شده بسیاری از محققان در این خصوص محتاطانه اظهارنظر کنند. نتیجه مطالعه ما با مطالعه مبتنی بر ثبت داده‌های فنلاندی گیسلر و همکاران (۱۹۹۷) که نشان داد خطر خودکشی پس از تولد کودک در زنان باردار در مقایسه با زنان غیر باردار کاهش می‌یابد اما در صورت سقط جنین این نرخ افزایش خواهد یافت، مطابقت دارد. در این زمینه معمولاً چنین تفسیر می‌شود که سقط جنین ممکن است باعث ایجاد افسردگی و مشکلات روانی برای فرد شده و بدین ترتیب خطر خودکشی را افزایش دهد [۴۳]. در این پژوهش نرخ بیکاری به عنوان سومین متغیر مؤثر قوی بر خودکشی تعیین شده است. نتیجه این پژوهش در این خصوص با مطالعه لستر و یانگ (۱۹۹۵)، ویرین (۱۹۹۶)، نیومایر (۲۰۰۳)، نوح (۲۰۰۹) و فیض‌پور و لطفی (۱۳۹۴) برای ایران مطابقت دارد [۷، ۱۲، ۱۵، ۴۴، ۴۵]. بیکاری بر سلامت روحی

نرخ بیکاری بر نرخ خودکشی دارای توزیع احتمال تقریباً نرمال بوده و ماکزیمم آن نزدیک $۰/۴$ است که تقریباً همان ضریب متغیر نرخ بیکاری بر نرخ خودکشی است. با مشاهده نمودارهای ۲ می‌توان دریافت که توزیع احتمال پسین ضرایب الگو، عموماً نرمال یا نزدیک به آن است.

بحث

پژوهش حاضر با هدف تعیین عوامل اجتماعی و اقتصادی مؤثر بر خودکشی در ۳۱ استان کشور در فاصله زمانی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۹۸ صورت گرفته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد مؤثرترین عامل تأثیرگذار بر افزایش نرخ خودکشی، کاهش نرخ باروری است که فرضیه ادغام اجتماعی دورکیم را تأیید می‌کند. به عبارت دیگر می‌توان گفت پایین آمدن متوسط ابعاد خانوار نشان‌دهنده پتانسیل بیشتری برای احساس تنهایی و ادغام نشدن اجتماعی است که با خودکشی رابطه مثبت دارد. این نتیجه با مطالعه لستر و یانگ (۱۹۹۲) که با استفاده از



قانونی کشور به دلیل همکاری و مساعدت‌های لازم تقدیر و تشکر کنند.
تأییدیه اخلاقی: کد اخلاقی این مطالعه به شماره IR.LMO.REC.1396/55 ثبت شده است.
تعارض منافع: موردی وجود ندارد.
سهم نویسندگان: آذر تابش (نویسنده اول)، روش‌شناس/پژوهشگر اصلی/تحلیلگر آماری/نگارنده بحث (۶۰ درصد)؛ رضا حاج‌منوچهری (نویسنده سوم)، نگارنده مقدمه/پژوهشگر اصلی/نگارنده بحث (۴۰ درصد).
منابع مالی: هزینه‌های اجرای این مطالعه توسط مرکز تحقیقات پزشکی قانونی ایران تأمین شده است.

References

1. Durkheim E. Suicide: A study in sociology. Routledge; 2005 Aug 4.
2. Lyttle J. Mental Disorders: its care and treatment. 1st ed. London: Bailliera Tindall; 1988:341-343
3. WHO. suicide in the world. 2016. Retrieved from <https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665326948//WHO-MSD-MER-19.3eng.pdf>
4. Statistical yearbooks of the Legal Medicine Organization. 2018; [in Persian].
5. Mann JJ, Apter A, Bertolote J, Beautrais A, Currier D, Haas A, Hegerl U, Lonnqvist J, Malone K, Marusic A, Mehlum L. Suicide prevention strategies: a systematic review. JAMA. 2005;294(16):2064-74 doi: 10.1001/jama.294.16.2064
6. Chen J, Choi YJ, Mori K, Sawada Y, Sugano S. Socio-economic studies on suicide: A survey. J Econ Surv. 2012;26(2):271-306. doi: 10.1111/j.1467-6419.2010.00645.x
7. Feizpour MA, Lotfi E. Economical distinctions and social problems of Iran: Rates of unemployment and suicide. Strategic Research on Social Problems in Iran University of Isfahan. 2015;4(1):153-66. [Persian].
8. Henry AF, Short JF. Suicide and homicide: Some economic, sociological and psychological aspects of aggression. New York: Free Press; 1954.
9. Hamermesh DS, Soss NM. An economic theory of suicide. J Polit Econ. 1974;82(1):83. doi: 10.1086/260171
10. Koo J, Cox WM. An economic interpretation of suicide cycles in Japan. Contemp Econ Policy. 2008;26(1):162-74. doi: 10.1111/j.1465-7287.2007.00042.x
11. Andres AR. Income inequality, unemployment, and suicide: a panel data analysis of 15 European countries. Appl. Econ. 2005 Mar 10;37(4):439-51. doi: 10.1080/0003684042000295304
12. Neumayer E. Are socioeconomic factors valid determinants of suicide? Controlling for national cultures of suicide with

افراد اثر منفی دارد. احساس غیرمفید بودن، استرس، عصبانیت و دیگر مشکلات روانی که به دلیل بیکاری و یا ترس ناشی از این اتفاق حادث می‌شود، افراد را به استفاده بیشتر از داروها، الکل و مواد مخدر برای تسکین خود ترغیب می‌کند. همچنین افراد بیکار از دسترسی به شبکه‌های ارتباط اجتماعی دور می‌مانند و عزت نفس و اعتماد به نفس خود را از دست می‌دهند. زمان طولانی بیکاری می‌تواند باعث از دست رفتن مهارت‌ها، درآمد، بیمه اجتماعی و افزایش ریسک فقر در بلندمدت باشد.
 متغیر چهارم مؤثر بر نرخ خودکشی نرخ بی‌سوادی است. میزان سواد را می‌توان یکی از عوامل تعیین‌کننده سطح درآمد و شغل بهتر و متعاقباً میزان رضایت‌مندی قلمداد کرد. بنابراین به نظر می‌رسد سطح بالای سواد، انسان‌ها را در برابر اقدام به خودکشی محافظت می‌کند. البته در بعضی موارد دیده شده که افراد دارای تحصیلات عالی ممکن است سطح بالاتری از ناامیدی و استرس را به دلیل افزایش رقابت میان سایر دانش‌آموزان، دانشجویان و یا همکاران تجربه کنند که در این صورت می‌تواند با نرخ خودکشی بالاتر همراه باشد، اما در این پژوهش با توجه به اینکه نرخ بی‌سوادی با استفاده از اطلاعات مربوط به جمعیت کاملاً بی‌سواد (نه کم‌سواد) محاسبه شده، رابطه مثبت بین این دو متغیر منطقی به نظر می‌رسد.

نتیجه‌گیری

در این پژوهش به منظور تعیین عوامل اقتصادی و اجتماعی مؤثر بر نرخ خودکشی در ۳۱ استان کشور در فاصله زمانی سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۸ اثر ۱۶ متغیر توضیحی بر متغیر نرخ خودکشی با به کارگیری روش میانگین‌گیری مدل بیزین و با استفاده از نرم‌افزار R مورد بررسی قرار گرفت. نتایج بیانگر آن بود که نرخ باروری، نرخ سقط جنین، نرخ بیکاری و نرخ بی‌سوادی ۴ عامل اصلی تأثیرگذار بر نرخ خودکشی در این فاصله زمانی در ایران هستند. به همین دلیل با توجه به نتایج فوق به سیاست‌گذاران پیشنهاد می‌شود به منظور افزایش امنیت روانی جامعه با جدیت تمام به رفع معضل بیکاری پرداخته تا متعاقب آن موانع ازدواج و تشکیل خانواده برطرف شده و فرزندآوری تسهیل شود.

تشکر و قدردانی: نویسندگان مقاله بر خود لازم می‌دانند از سازمان پزشکی

- adolescents in 59 low-income and middle-income countries: a population-based study. *Lancet Child Adolesc Health*. 2019;3(4):223-33. doi: [10.1016/S2352-4642\(18\)30403-3](https://doi.org/10.1016/S2352-4642(18)30403-3)
26. Knipe DW, Carroll R, Thomas KH, Pease A, Gunnell D, Metcalfe C. Association of socio-economic position and suicide/ attempted suicide in low and middle income countries in South and South-East Asia—a systematic review. *BMC Public Health*. 2015;15(1):1-8. doi: [10.1186/s12889-015-2301-5](https://doi.org/10.1186/s12889-015-2301-5)
 27. Chen J, Choi YJ, Sawada Y. Suicide and life insurance. Center for International Research on the Japanese Economy Discussion Papers, CIRJE-F-558, University of Tokyo.(2009a) How is Suicide Different in Japan. 2008:140-50.
 28. Demirci Ş, Konca M, Yetim B, İlğün G. Effect of economic crisis on suicide cases: An ARDL bounds testing approach. *Int J Soc Psychiatry*. 2020;66(1):34-40. doi: [10.1177/0020764019879946](https://doi.org/10.1177/0020764019879946)
 29. Altınanahar A, Halicioğlu F. A dynamic econometric model of suicides in Turkey. *J Socio Econ*. 2009;38(6):903-7. doi: [10.1016/j.socec.2009.05.008](https://doi.org/10.1016/j.socec.2009.05.008)
 30. Besharat, A., Ranjpour, R., Sadeghi, S. The Study of the Most Effective Factors Explaining Economic Growth in OIC Countries: Bayesian Panel Likelihood Approach. *Q J Econ*, 2018;5(3):239-263.
 31. Viallefond V, Raftery AE, Richardson S. Variable selection and Bayesian model averaging in case control studies. *Stat Med*. 2001;20(21):3215-30. doi: [10.1002/sim.976](https://doi.org/10.1002/sim.976)
 32. Tari F, Shirijian M, Mehrara M, Amiri H. Public and Private Health Expenditure and their Impacts on the Long-Term Economic Growth of Selected Countries: Bayesian Model Averaging Approach. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*. 2013;3(10):106-93.
 33. Raftery AE, Madigan D, Hoeting JA. Bayesian model averaging for linear regression models. *J Am Stat Assoc*. 1997;92(437):179-91. doi: [10.1080/01621459.1997.10473615](https://doi.org/10.1080/01621459.1997.10473615)
 34. Yin G, Yuan Y. Bayesian model averaging continual reassessment method in phase I clinical trials. *J Am Stat Assoc*. 2009;104(487):954-68. doi: [10.1198/jasa.2009.ap08425](https://doi.org/10.1198/jasa.2009.ap08425)
 35. Negrín MA, Vázquez-Polo FJ. Incorporating model uncertainty in cost-effectiveness analysis: A Bayesian model averaging approach. *J. Health Econ*. 2008;27(5):1250-9. doi: [10.1016/j.jhealeco.2008.03.005](https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2008.03.005)
 36. Raftery AE. Bayesian model selection in social research. *Sociol Methodol*. 1995;25:111-63.
 37. Wintle BA, McCarthy MA, Volinsky CT, Kavanagh RP. The use of Bayesian model averaging to better represent uncertainty in ecological models. *Conserv Biol* 2003;17(6):1579-90. doi: [10.1111/j.1523-1739.2003.00614.x](https://doi.org/10.1111/j.1523-1739.2003.00614.x)
 38. Mehrara M, Mohammadian M. The determinants of Gini fixed-effects estimation. *Cross Cult Res*. 2003;37(3):307-29. doi: [10.1177/1069397103253708](https://doi.org/10.1177/1069397103253708)
 13. Andrés AR, Halicioğlu F, Yamamura E. Socio-economic determinants of suicide in Japan. *J Socio Econ*. 2011;40(6):723-31. doi: [10.1016/j.socec.2011.08.002](https://doi.org/10.1016/j.socec.2011.08.002)
 14. Rodriguez A. Inequality and suicide mortality: a cross-country study. Development Research Working Paper Series; 2006. Retrieved from <https://www.econstor.eu/bitstream/104191/189530/inesad-wp2006-13.pdf>
 15. Lester D, Yang B. Fertility and suicide rates: a time series analysis in the United States. *J Biosoc Sci*. 1992;24(1):97-101. doi: [10.1017/S0021932000006830](https://doi.org/10.1017/S0021932000006830)
 16. Gissler M, Karalis E, Ulander VM. Decreased suicide rate after induced abortion, after the Current Care Guidelines in Finland 1987–2012. *Scand. J Public Health*. 2015;43(1):99-101. doi: [10.1177/1403494814560844](https://doi.org/10.1177/1403494814560844)
 17. Hirakawa H, Ishii N. Abortion and suicide attempt. *Lancet Psychiatry*. 2020;7(3):236-7. doi: [10.1016/S2215-0366\(19\)30519-X](https://doi.org/10.1016/S2215-0366(19)30519-X)
 18. Steinberg JR, Laursen TM, Adler NE, Gasse C, Agerbo E, Munk-Olsen T. The association between first abortion and first-time non-fatal suicide attempt: a longitudinal cohort study of Danish population registries. *Lancet Psychiatry*. 2019;6(12):1031-8. doi: [10.1016/S2215-0366\(19\)30400-6](https://doi.org/10.1016/S2215-0366(19)30400-6)
 19. Yaniv G. Suicide intention and suicide prevention: an economic perspective. *Int J Soc Econ*. 2001;30(5):453-68. doi: [10.1016/S1053-5357\(01\)00114-7](https://doi.org/10.1016/S1053-5357(01)00114-7)
 20. Jungeilges J, Kirchgässner G. Economic welfare, civil liberty, and suicide: an empirical investigation. *Int J Soc Econ*. 2002;31(3):215-31. doi: [10.1016/S1053-5357\(02\)00116-6](https://doi.org/10.1016/S1053-5357(02)00116-6)
 21. Morrell S, Taylor R, Quine S, Kerr C. Suicide and unemployment in Australia 1907–1990. *Soc Sci Med*. 1993;36(6):749-56. doi: [10.1016/0277-9536\(93\)90035-3](https://doi.org/10.1016/0277-9536(93)90035-3)
 22. Blakely TA, Collings SC, Atkinson J. Unemployment and suicide. Evidence for a causal association?. *J Epidemiology Community Health*. 2003;57(8):594600. doi: [10.1136/jech.57.8.594](https://doi.org/10.1136/jech.57.8.594)
 23. Nordt C, Warnke I, Seifritz E, Kawohl W. Modelling suicide and unemployment: a longitudinal analysis covering 63 countries, 2000–11. *Lancet Psychiatry*. 2015;2(3):239-45. doi: [10.1016/S2215-0366\(14\)00118-7](https://doi.org/10.1016/S2215-0366(14)00118-7)
 24. Iemmi V, Bantjes J, Coast E, Channer K, Leone T, McDaid D, Palfreyman A, Stephens B, Lund C. Suicide and poverty in low-income and middle-income countries: a systematic review. *Lancet Psychiatry*. 2016;3(8):774-83. doi: [10.1016/S22150-366\(14\)00118-7](https://doi.org/10.1016/S22150-366(14)00118-7)
 25. Uddin R, Burton NW, Maple M, Khan SR, Khan A. Suicidal ideation, suicide planning, and suicide attempts among

- A Note on Zellner's G-Prior. *J R Stat Soc Ser C Appl Stat.* 1988;37(3):271-5. doi: [10.2307/2348164](https://doi.org/10.2307/2348164)
43. Gissler M, Hemminki E, Lonnqvist J. Suicides After Pregnancy in Finland, 1987-1994: Register Linkage Study. *Obstet Gynecol Surv.* 1997;52(7):4134-. doi: [10.1136/bmj.313.7070.1431](https://doi.org/10.1136/bmj.313.7070.1431)
44. Noh YH. Does unemployment increase suicide rates? The OECD panel evidence. *J Econ Psychol.* 2009;30(4):575-82. doi: [10.1016/j.joep.2009.04.003](https://doi.org/10.1016/j.joep.2009.04.003)
45. Viren M. Suicide and business cycles: Finnish evidence. *Appl Econ Lett.* 1996;3(11):737-8. doi: [10.1080/135048596355781](https://doi.org/10.1080/135048596355781)
- coefficient in Iran based on Bayesian Model Averaging. *Hyperion Econ J.* 2015;3:20-8.
39. Fernandez C, Ley E, Steel MF. Model uncertainty in cross-country growth regressions. *J Appl Econ.* 2001;16(5):56376-. doi: [10.1002/jae.623](https://doi.org/10.1002/jae.623)
40. Souri A. *Advanced Econometrics.* Farhang shenasi; 2014. [Persian]
41. Amini SM, Parmeter CF. Bayesian model averaging in R. *J Econ Soc Meas.* 2011;36(4):253-87. doi: [10.3233/JEM-2011-0350](https://doi.org/10.3233/JEM-2011-0350)
42. Agliari A, Parisetti CC. A-G Reference Informative Prior: