مقاله پژوهشی

بررسی رابطه بین سرمایه اجتماعی و سلامت روان در استان‌های ایران

صاحبه محمدیان منصور [۱]، ابوالقاسم گل‌خندان [۲*]

[۱] استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران
[۲] دکتری تخصصی اقتصاد بخش عمومی، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران

* **نویسنده مسؤول:** ابوالقاسم گل‌خندان
golkhandana@gmail.com

ارجاع: محمدیان منصور صاحبه، گل‌خندان ابوالقاسم. بررسی رابطه بین سرمایه اجتماعی و سلامت روان در استان‌های ایران. راهبردهای مدیریت در نظام سلامت ۱۴۰۱؛ ۷(۲): ۵۱-۱۴۰.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۲/۷
تاریخ اصلاح نهایی: ۱۴۰۱/۰۶/۱۰
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۶/۱۹

چکیده

زمینه و هدف: سرمایه اجتماعی با فراهم‌آوردن حمایت‌های عاطفی و روانی نقش مؤثری در ارتقاء سلامت روان افراد جامعه دارد. بر این اساس، هدف اصلی این مطالعه بررسی اثر سرمایه اجتماعی بر سلامت روان در استان‌های ایران بود.

روش پژوهش: مطالعه توصیفی- تحلیلی و کاربردی حاضر با استفاده از داده‌های ترکیبی استان‌های ایران به بررسی رابطه بلندمدت بین شاخص سلامت روان، سرمایه اجتماعی، درآمد سرانه، بیکاری، آموزش و شهرنشینی طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۵ پرداخته است. داده‌های مورد استفاده نیز از بانک مرکزی و مرکز آمار ایران گردآوری شده‌اند. به این منظور بر اساس رهیافت پاتنام و کلمن برای اندازه‌گیری سرمایه اجتماعی، ۳ سطح مشارکت، اعتماد و انسجام درنظر گرفته و به‌منظور ترکیب شاخص‌های مورد استفاده در این سطوح، از روش تحلیل عاملی استفاده شد. همچنین، برآورد مدل با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (Generalized Method of Moment: GMM) و تحلیل داده‌ها به کمک نرم‌افزارهای Eviews 9 و Stata 12 انجام شد.

یافته‌ها: براساس نتایج به‌دست‌آمده از برآورد مدل، افزایش سرمایه اجتماعی، شاخص سلامت روان را در استان‌های کشور در بلندمدت بهبود می‌بخشد. ۱ درصد افزایش در سرمایه اجتماعی، در بلندمدت، نرخ خودکشی را در استان‌های کشور، ۰/۲۷ درصد کاهش می‌دهد. بر اساس سایر نتایج، در بلندمدت، درآمد سرانه و تحصیلات اثر مثبت و معنی‌دار و نرخ بیکاری اثر منفی و معنی‌دار بر سلامت روان در استان‌های کشور داشته است.

نتیجه گیری: بر اساس یافته‌های این مطالعه می‌توان گفت که هر اندازه سرمایه اجتماعی بیش‌تری در استان‌های کشور وجود داشته باشد، سلامت روانی بالاتری قابل انتظار است.

واژه‌های کلیدی: سرمایه اجتماعی، سلامت روان، داده‌های ترکیبی، ایران

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-18]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1401.7.2.5.2]
[DOI: 10.18502/mshsj.v7i2.10678]

مقدمه

عوامل متعدد فردی و زمینه‌های مختلف اجتماعی هر کدام به‌نوعی در تعیین سلامت روانی افراد مؤثرند. یکی از عواملی که شناخت آن می‌تواند در ارتقاء کیفیت سلامت روانی شهروندان نقش داشته باشد و امروزه به‌عنوان حلقه مفقوده سلامت روانی شناخته شده است، سرمایه اجتماعی (social capital) می‌باشد (۱). پاتنام به‌عنوان اندیشمندی که بیش‌ترین فعالیت را در زمینه تعریف و مفهوم‌سازی سرمایه اجتماعی انجام داده است، سرمایه اجتماعی را جنبه‌هایی از سازمان اجتماعی مانند شبکه‌های اجتماعی، هنجارها و اعتماد می‌داند که با تسهیل همکاری و هماهنگی در میان اعضای جامعه، آن‌ها را قادر می‌سازد تا اهداف مشترکشان را به‌طور کارآمدی دنبال کنند (۲).

بررسی‌های صورت‌گرفته نشان‌گر آنست که روابط و پیوندهای اجتماعی عامل ارتباط عاطفی در بین افراد بوده و باعث احساس امنیت بیش‌تر می‌شود. بدون شک، انسان‌هایی که احساس امنیت بیش‌تری دارند، از سلامت روانی بهتر و بالاتری برخوردارند. به‌همین دلیل، عنوان شده است که هر چه پیوستگی اجتماعی بیش‌تر باشد، دست‌یابی به جامعه سالم سهل‌الوصول‌تر است (۳). مطالعات صورت‌گرفته حاکی از آنست که بین شاخص‌های اجتماعی با سلامت ارتباط مثبت وجود دارد. در این میان، اعتماد تأثیرات قابل‌توجهی بر سلامت دارد. چرا که اعتماد، اضطراب را کاهش داده و نوعی احساس تداوم و نظم در رویدادها و امنیت وجود را در فرد به‌وجود می‌آورد (۴). این شرایط با تعریف سلامت که آن را مجموعه‌ای از استعدادهای روانی برای هماهنگی، خوشایند و مؤثر کارکردن و انعطاف‌پذیری در موقعیت‌های دشوار و داشتن توانایی بازیابی تعادل می‌داند، هماهنگ است (۵).

سرمایه اجتماعی یکی از مفاهیمی است که در سال‌های اخیر در مباحث توسعه بسیار مطرح شده است و توجه به سرمایه اجتماعی و نقش آن در سلامت روان افراد در سطوح مختلف، مورد توجه صاحب‌نظران بوده است. هارفام و رودریگوئز بر این باورند که نقش عوامل اجتماعی در سلامت روانی به‌طور قابل توجهی مشخص شده است (۶). رشد و گسترش توجه به عوامل اجتماعی و نقش آن‌ها در سلامت روانی در کشورهای جهان سوم هم‌زمان با رشد و توسعه سرمایه اجتماعی بوده و ممکن است در آینده مدل‌های اجتماعی سلامت روانی را شکل دهد. لینچ و کاپلان سرمایه اجتماعی را نوعی انباشت سرمایه و شبکه‌هایی معرفی کرده‌اند که همبستگی اجتماعی، تعهد اجتماعی و در نتیجه نوعی عزت نفس و سلامتی را در افراد به‌وجود می‌آورد (۷). رز بر این باور است که سرمایه اجتماعی تنها به‌وسیله عضویت در نهادها به‌دست می‌آید و شبکه‌های سرمایه اجتماعی به‌طور خاص در فراهم‌آوردن حمایت‌های عاطفی و روانی نقش مؤثری در ارتقاء سلامت روانی افراد دارند (۸). ویلکنسون بر این باور است که عواملی چون بی‌عدالتی‌ها، سرخوردگی‌ها و بی‌احترامی‌ها ناشی از عوامل اجتماعی می‌باشند که سلامت افراد را به خطر می‌اندازند (۹). هامانو و همکاران (۲۰۱۰) با استفاده از یک تحلیل چندسطحی نشان داده‌اند رابطه مثبت و معنی‌داری بین سرمایه اجتماعی و سلامت روان در کشور ژاپن وجود دارد (۱۰). در مطالعه لکروف و همکاران (۲۰۱۵) در بررسی تأثیر سرمایه اجتماعی بر سلامت روان مهاجران در کشور سوئد که سرمایه اجتماعی به‌صورت مشارکت اجتماعی و اعتماد به دیگران تعریف شده، تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از رگرسیون لجستیک نشان می‌دهد سرمایه اجتماعی در کشور میزبان نقش مهمی در سلامت روان مهاجران دارد (۱۱). سیدان و عبدالصمدی (۱۳۹۰) با استفاده از نمونه‌ای شامل ۳۰۰ نفر از زنان و مردان شاغل در آموزشکده‌های آموزش و پرورش و روش رگرسیون چندگانه، نشان داده‌اند همبستگی و رابطه معنی‌داری بین متغیر سرمایه اجتماعی و شاخص‌های آن، شامل مشارکت اجتماعی، شبکه حمایت اجتماعی، اعتماد اجتماعی، اعتماد شخصی، اعتماد تعمیم‌یافته با سلامت روان وجود دارد (۴). رضوی‌زاده و همکاران (۱۳۸۳) در بررسی رابطه سرمایه اجتماعی و سلامت روان در دانشجویان دانشگاه فردوسی مشهد با استفاده از روش رگرسیون چندگانه نشان دادند اگرچه متغیرهای مستقل اعتماد، حمایت، روابط اجتماعی، عزت نفس، رفتار پشتیبان سلامت روان هر یک به تنهایی بر اضطراب و افسردگی شدید به طور همزمان اثرمعنی‌دار ندارند، اما اثرمتقابل اعتماد، حمایت و روابط اجتماعی بر این ۲ متغیر معنی‌دار است (۱۲). صابری‌فر (۱۳۹۵) با استفاده از نمونه‌ای شامل ۳۰۰ نفر از شهروندان مشهدی بالای ۲۰ سال اثر

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-18]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1401.7.2.5.2]
[DOI: 10.18502/mshsj.v7i2.10678]

سرمایه اجتماعی را بر سلامت روان بررسی کرده است. بر اساس یافته‌های این مطالعه با استفاده از تحلیل‌های همبستگی، می‌توان عنوان داشت که هر اندازه سرمایه اجتماعی بیشتری در بین شهروندان وجود داشته باشد، سلامت روانی بالاتری قابل انتظار است (۵). کیوان‌آرا و همکاران (۱۳۹۴) در بررسی رابطه سرمایه اجتماعی و سلامت روان بین شهروندان شهرکرد نشان دادند سرمایه اجتماعی رابطه معنی‌دار با سلامت روان دارد و در بین مؤلفه‌های گوناگون سرمایه اجتماعی؛ مشارکت اجتماعی و هنجارهای اجتماعی رابطه مستقیم و متوسط و اعتماد اجتماعی رابطه مستقیم و ضعیفی با سلامت روان دارد (۱).

با توجه به اینکه در ایران هیچ مطالعه‌ای پیرامون بررسی رابطه بین سرمایه اجتماعی و سلامت روان در استان‌های کشور انجام نشده و اکثر مطالعات انجام‌شده در این زمینه، محدود به مطالعات روان‌شناسی و جامعه‌شناسی و یا محدود به یک شهر یا نمونه خاص بوده است، هدف اصلی این مطالعه بررسی رابطه بین سرمایه اجتماعی و شاخص سلامت روان در استان‌های ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۵ و با استفاده از ابزارهای پیشرفته و معتبر اقتصادسنجی درنظر گرفته‌شد. نکته مهم دیگر آنکه در این مطالعه تجربی برای محاسبه میزان سرمایه اجتماعی استان‌ها، بر خلاف مطالعات انجام شده گذشته از یک شاخص جامع و ترکیبی استفاده گردید. به این منظور بر اساس رهیافت ارائه‌شده توسط پاتنام و کلمن، ۳ سطح مشارکت، اعتماد و انسجام درنظر گرفته‌شد (۲،۱۳). به‌منظور ترکیب شاخص‌های مورد استفاده در این سطوح نیز، از روش تحلیل عاملی استفاده و سطح سرمایه اجتماعی استان‌های کشور در سال‌های مختلف محاسبه شده‌است.

روش پژوهش

مطالعه توصیفی- تحلیلی و کاربردی حاضر با استفاده از داده‌های ترکیبی استان‌های ایران به بررسی رابطه بلندمدت بین شاخص سلامت روان، سرمایه اجتماعی، درآمد سرانه، بیکاری، آموزش و شهرنشینی پرداخته‌است. جامعه آماری آن تمام استان‌های کشور بود که از این جامعه آماری، نمونه انتخابی با استفاده از روش نمونه‌گیری حذفی و با توجه به شرط وجود اطلاعات و داده‌های آماری متغیرها طی دوره‌ی زمانی تحقیق ۹۸-۱۳۹۵، انتخاب گردید. براین‌اساس و با توجه به موجود بودن اطلاعات آماری کلیه استان‌های کشور به‌صورت سری زمانی طی دوره مورد بررسی، از تمام استان‌های کشور در این مطالعه استفاده شد. لازم به توضیح است که چون استان البرز در سال ۱۳۸۹ به‌صورت استانی مستقل از استان تهران در سالنامه‌های آماری مدنظر قرار گرفته است و امکان تفکیک اطلاعات به‌صورت ۲ استان مستقل وجود نداشت، بنابراین اطلاعات این استان (استان البرز) به‌صورت تجمیع با استان تهران درنظر گرفته شده‌است.

در این مطالعه به‌منظور بررسی تأثیر سرمایه اجتماعی بر سلامت روان استان‌های کشور از مدل کلی زیر استفاده شد.

$$\mathrm{Ln}(mh)_{it} = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{Ln}(sc)_{it} + \sum_{m=2}^{M+1} \beta_m \mathrm{Ln}(\mathrm{Control})_{it} + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

Ln: لگاریتم طبیعی (دلیل اصلی لگاریتم گرفتن از متغیرها آنست که نخست، داده‌ها همگن‌تر می‌شوند و دوم آن‌که، ضرایب تخمینی مفهوم اقتصادی کشش پیدا می‌کنند؛ به این معنا که مقدار این ضرایب نشان‌دهنده میزان تغییر در متغیر وابسته به‌ازای ۱ درصد تغییر در متغیر مستقل با فرض ثبات سایر متغیرهاست و مستقل از واحد اندازه‌گیری می‌باشند)، mh: شاخص اندازه‌گیری سلامت روان، i: مقاطع (استان‌ها)، t: دوره‌ی زمانی (1398-۱۳۸۵)، β_0:عرض از مبدأ (اثر ثابت مقاطع)، sc: سرمایه اجتماعی، M: تعداد متغیرهای کنترل، Control: متغیرهای کنترل مؤثر بر سلامت روان، μ_t: اثر ثابت زمان و ε_{it} جمله خطاء تصادفی است.

در مطالعه حاضر به‌منظور اندازه‌گیری سلامت روان هر استان، از نرخ خودکشی در آن استان (sr) و به‌صورت نسبت تعداد پرونده‌های تشکیل‌شده در مورد اقدام به خودکشی هر استان به جمعیت آن استان استفاده گردید. بر اساس آمارهای سازمان بهداشت جهانی، خودکشی یکی از جدی‌ترین معضلات سلامت اجتماعی در بسیاری از کشورهاست (۱۴). طبق گزارشات سازمان بهداشت جهانی، سالانه حدود ۲۰ میلیون نفر در سرتاسر جهان اقدام به خودکشی می‌کنند که در سال ۲۰۱۰ میلادی، ۱۶ درصد از کل نرخ مرگ‌ومیر در اثر اقدام به خودکشی بوده است و در بسیاری از کشورها نیز مهم‌ترین عامل افزایش نرخ مرگ‌ومیر جوانان بوده است (۱۵). در مطالعه حاضر نرخ خودکشی به‌عنوان یک شاخص مناسب و معکوس برای

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences
www.mshsj.ssu.ac.ir

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-18]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1401.7.2.5.2]
[DOI: 10.18502/mshsj.v7i2.10678]

سلامت روان درنظر گرفته‌شده‌است. به‌دلیل مشکلات مرتبط با مقایسه مطلوبیت میان افراد در معیارهای گزارش‌شده توسط خود افراد، داده‌های خودکشی برای مطالعات مقطعی و هم‌چنین داده‌های ترکیبی مناسب‌تر است (۱۵).

در اغلب مطالعات صورت گرفته در ارتباط با سرمایه اجتماعی، بر اساس رهیافت ارائه‌شده توسط پاتنام و کلمن برای اندازه‌گیری این مفهوم ۳ سطح مشارکت، اعتماد و انسجام در نظر گرفته‌شده‌است (۲،۱۳). با توجه به نوع مطالعات صورت‌گرفته (استفاده از اطلاعات مقطعی یا سری زمانی)، از متغیرهای متفاوتی در جهت اندازه‌گیری متغیر سرمایه اجتماعی بهره گرفته‌شده‌است. جمع‌بندی مطالعات انجام شده نشان می‌دهد در برخی از مطالعات از اطلاعات به صورت پرسشنامه‌ای استفاده شده‌است؛ که به لحاظ ماهیت تحقیق حاضر، متغیرهای مورد استفاده در این مطالعات، کم‌تر در مطالعه حاضر قابل استفاده خواهند بود. در نهایت به منظور محاسبه سرمایه اجتماعی، با توجه به اطلاعات موجود در کشور طی بازه زمانی مورد بررسی، متغیرهای گزارش‌شده جدول ۱ در زیرمجموعه هر یک از ابعاد سرمایه اجتماعی، به منظور محاسبه این متغیر مدنظر قرار گرفته‌اند. برخی از متغیرهای مورد استفاده برای محاسبه سرمایه اجتماعی در سطوح سه‌گانه، مشترک می‌باشند که این به دلیل ویژگی چندبعدی این متغیرهاست. به‌عنوان مثال، همان‌گونه که نرخ سرانه ازدواج می‌تواند بیان‌گر وجود پارامتر مثبت مشارکت اجتماعی در سطح کشور باشد، نشان‌دهنده انسجام اجتماعی بالاتر نیز می‌باشد. همچنین، برخی از متغیرهای ابعاد سه‌گانه سرمایه اجتماعی، مانند متغیر طلاق، شاخصی معکوس از میزان سرمایه اجتماعی می‌باشند که در ادامه در مورد نحوه نرمال‌سازی این متغیرها به‌منظور شاخص‌سازی، توضیحات لازم ارائه شده است.

جدول ۱: متغیرهای مورد استفاده جهت محاسبه سرمایه اجتماعی

مشارکت اجتماعی	اعتماد اجتماعی	انسجام اجتماعی
سرانه ازدواج	سرانه قتل عمد	سرانه ازدواج
سرانه تماشاگران فیلم در سینما	سرانه ایجاد ضرب و جرح	سرانه طلاق
سرانه اعضای کتابخانه	سرانه مسموم کردن عمدی	سرانه تماشاگران فیلم در سینما
مراجعه سرانه به کتابخانه	سرانه اقدام به خودکشی	سرانه اماکن مذهبی
نسبت درآمدهای مالیاتی از کل درآمدهای عمومی استان	سرانه سرقت	سرانه اعضای کتابخانه
-	سرانه موادمخدر کشف شده	-
-	سرانه طلاق	-
-	نسبت درآمدهای مالیاتی از کل درآمدهای عمومی استان	-

طبق جدول ۱، در محاسبه بعد اعتماد اجتماعی سرمایه اجتماعی به جز شاخص آخر، سایر شاخص‌ها در بعد منفی اعتماد اجتماعی به‌کار گرفته شده است. با توجه به انتخاب متغیرهای مختلف به‌منظور اندازه‌گیری سرمایه اجتماعی در سطح استان‌های کشور، لازم است تا یک شاخص‌سازی کلی از متغیرهای مذکور انجام پذیرد. در جهت این شاخص‌سازی، بعد از محاسبه مقدار عددی هر شاخص، مقدار نرمال‌شده هر شاخص محاسبه و از تجمیع این شاخص‌ها می‌توان مقادیر سرمایه اجتماعی برای هر استان را محاسبه نمود. شاخص‌های فوق را می‌توان به ۲ دسته، نخست شاخص‌هایی که بیانگر وجود سرمایه اجتماعی هستند و دوم شاخص‌هایی که فقدان سرمایه اجتماعی را نشان می‌دهند، تقسیم‌بندی نمود. به منظور نرمال‌کردن شاخص‌هایی که وجود سرمایه اجتماعی را تائید می‌کنند از رابطه (۲)، به شکل زیر استفاده شد.

$$\frac{X_i - X_{min}}{X_{max} - X_{min}} \quad (2)$$

اما در جهت نرمال نمودن شاخص‌هایی که نشان‌دهنده فقدان سرمایه اجتماعی در سطح استان‌های کشور می‌باشند، رابطه (۳) مورد استفاده قرارگرفت.

$$\frac{X_i - X_{max}}{X_{min} - X_{max}} \quad (3)$$

در رابطه‌های فوق، X_i بیانگر میزان شاخص iام و متغیرهای X_{max} و X_{min} به ترتیب نشان‌دهنده حداکثر و حداقل مقدار شاخص موردنظر در بین استان‌های کشور در هرسال می‌باشد.

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-18]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1401.7.2.5.2]
[DOI: 10.18502/mshsj.v7i2.10678]

اما به‌منظور تعیین ضریب بهینه برای هر شاخص یا عامل در مطالعه حاضر از روش «تحلیل عاملی» استفاده گردید. بدین معنی که در ابتدا با استفاده از روش تحلیل عاملی، شاخص‌های ۱۳گانه فوق در گروه‌های عاملی مختلف تقسیم‌بندی شده و سپس ضریب اهمیت هر عامل در جهت محاسبه شاخص سرمایه اجتماعی در استان‌های کشور در بازه زمانی مورد بررسی تحقیق مورداستفاده قرار گرفت.

سلامت روان مفهومی چندبعدی است که در دنیای واقع تحت تأثیر طیف گسترده‌ای از تعیین‌کننده‌های محیطی، اجتماعی، زیستی و اقتصادی است که هر یک سهمی در توضیح تغییرات آن دارد. لذا سرمایه اجتماعی به‌تنهایی نمی‌تواند تغییرات شاخص سلامت روان را توضیح دهد. لذا به‌منظور افزایش قدرت توضیح‌دهندگی مدل و هم‌چنین جلوگیری از تورش تصریح مدل و با توجه به اصل قلت پارامترهای توضیحی و محدودیت‌های آماری از بین شاخص‌های مختلف، متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه (gdp_{pc}) (به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ و برحسب میلیارد ریال و به‌عنوان شاخص سنجش درآمد نسبی و یک عامل اقتصادی)، نرخ بیکاری (une) (به‌عنوان یک عامل اقتصادی)، نسبت دانش‌آموزان و دانشجویان به کل جمعیت (edu) (به‌عنوان یک عامل اجتماعی و شاخص میزان تحصیلات هر استان) و نرخ شهرنشینی (ur) به‌صورت متغیرهای کنترل و دیگر متغیرهای توضیحی به مدل اضافه شد. بر این اساس مدل نهایی تحقیق به‌صورت زیر می‌باشد.

$$\begin{aligned}Ln(sr)_{it} = {} & \beta_0 + \beta_1 Ln(sc)_{it} + \beta_2 Ln(gdp_{pc})_{it} \\ & + \beta_3 Ln(une)_{it} + \beta_4 Ln(edu)_{it} \\ & + \beta_5 Ln(ur)_{it} + \mu_t + \varepsilon_{it}\end{aligned} \quad (4)$$

شایان ذکر است بانک‌های اطلاعاتی مرکز آمار ایران و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به‌عنوان منبع داده‌های مورداستفاده مطالعه حاضر بودند. به‌منظور تخمین مدل‌های تحقیق، از روش اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM: Generalized Method of Moment) استفاده شد. این روش هنگامی به‌کار می‌رود که تعداد متغیرهای برش مقطعی (N) بیش‌تر از تعداد سال‌ها (زمان) باشد (۱۶) که در مطالعه حاضر نیز این‌گونه است. فرم کلی یک الگوی پویا در داده‌های پانل به صورت زیر است.

$$Y_{it} = \alpha Y_{it-1} + \beta X'_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

که در آن: Y_{it} متغیر وابسته، X'_{it} بردار متغیرهای مستقل که تحت عنوان متغیرهای ابزاری نیز به‌کار می‌روند، μ_i عامل خطای مربوط به مقاطع و ε_{it} عامل خطای مقطع iام در زمان t است. آرلانو و باند با تفاضل‌گیری از معادله فوق به‌صورت زیر (۱۷):

$$Y_{it} - Y_{it-1} = \alpha(Y_{it-1} - Y_{it-2}) + \beta(X'_{it} - X'_{it-1}) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}) \quad (6)$$

و با فرض اینکه جملات خطا به‌صورت سریالی همبسته نیستند:

$$E[\varepsilon_{it}\varepsilon_{is}] = 0 \quad \text{for } i = 1, \dots, N \ \& \ s \neq t \quad (7)$$

و حالات اولیه از قبل تعیین‌شده هستند:

$$E[Y_{it}\varepsilon_{it}] = 0 \quad \text{for } i = 1, \dots, N \ \& \ t \geq 2 \quad (8)$$

محدودیت‌های گشتاوری زیر را بیان می‌کنند:

$$E[Y_{it}(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})] = 0 \text{ for } i = 3, \dots, T \ \& \ s \geq 2 \quad (9)$$

در روش GMM ابتدا اقدام به تفاضل‌گیری می‌شود تا به این ترتیب بتوان اثرات مقاطع را به ترتیبی از الگو حذف کرد و در مرحله‌ی دوم از پسماندهای باقی‌مانده در مرحله‌ی اول برای متوازن کردن ماتریس واریانس- کواریانس استفاده می‌شود. به‌عبارت دیگر این روش، متغیرهای تحت عنوان متغیر ابزاری ایجاد می‌کند تا برآوردهای سازگار و بدون تورش داشته باشیم (۱۸).

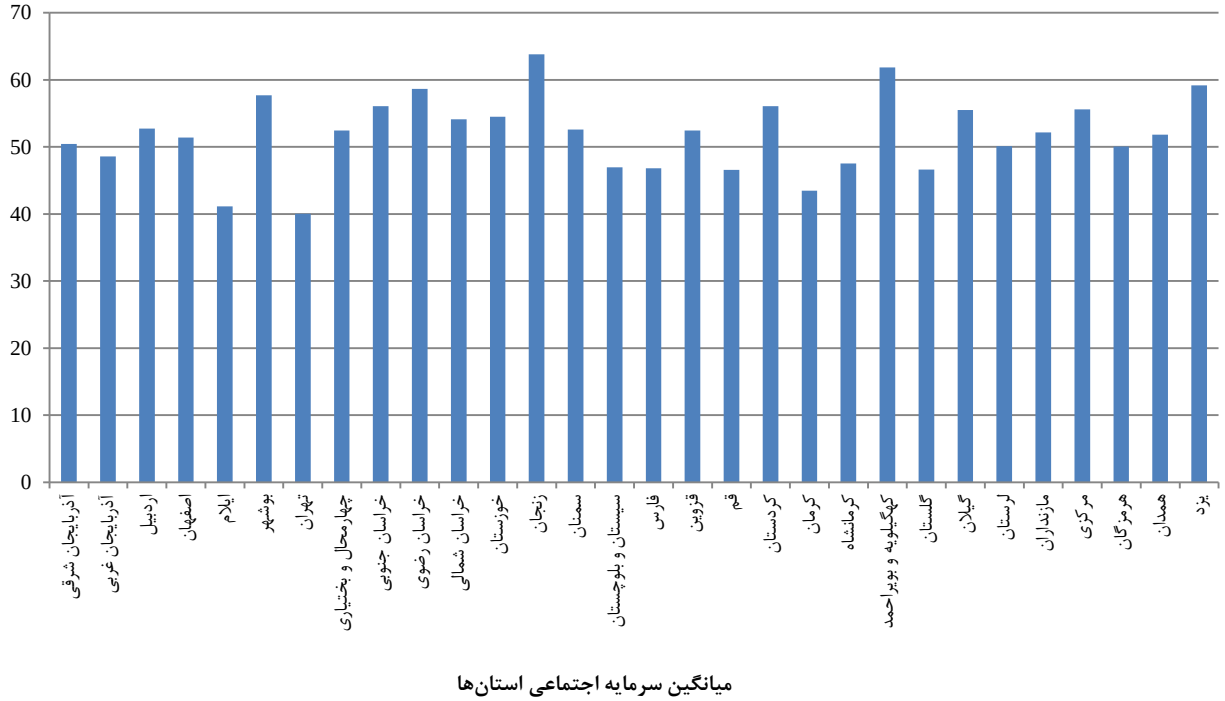
سازگاری تخمین‌زننده GMM بر اساس فروضی که بر پایه درستی آن‌ها بنا شده است، به معتبربودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به وسیله ۲ آزمون تصریح‌شده بررسی شود. اولی آزمون سارگان (Sargan test) از محدودیت‌های از پیش تعیین شده است که معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند. آماره آزمون سارگان (J-Statistic) دارای توزیع با درجات آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های بیش از حد است. دومی آزمون همبستگی سریالی (Serial Correlation test) است که وجود همبستگی سریالی مرتبه دوم یا AR(2) در جملات خطای تفاضلی مرتبه اول را آزمون می‌کند. در این آزمون، تخمین‌زن GMM زمانی دارای سازگاری است که همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطا از معادله تفاضلی مرتبه اول وجود نداشته باشد.

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-18]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1401.7.2.5.2]
[DOI: 10.18502/mshsj.v7i2.10678]

عدم رد فرضیه صفر هر ۲ آزمون شواهدی را دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبربودن ابزارها فراهم می‌کند. از آنجا که در روش GMM، تفاضل‌گیری از معادله اولیه، همبستگی غیرقابل اغماضی را بین وقفه متغیر وابسته و جزء خطای تبدیل‌شده، فراهم می‌آورد (۱۹) و با توجه به اینکه سازگاری این تخمین‌زننده بر اساس فرض عدم همبستگی جملات خطا استوار است، انجام آزمون AR(2) بسیار مهم است (۱۷). در این مقاله به‌منظور تجزیه‌وتحلیل‌های اقتصادسنجی و برآورد مدل‌ها نیز از نرم‌افزارهای Eviews [9] و Stata [12] استفاده گردید.

یافته‌ها

بر مبنای تحلیل عاملی صورت‌گرفته و اعمال ضرایب برای هر یک از متغیرهای مدنظر در هر عامل، اعداد مربوط به سرمایه اجتماعی استان‌های کشور محاسبه شد. در نمودار 1 میانگین سطح سرمایه اجتماعی در سطح استان‌های کشور با اعمال وزن در بازه زمانی 1398-۱۳۸۵ ارائه شده است. به طور متوسط در بین سال‌های مورد بررسی استان زنجان با میانگین ۶۳/۸ در صدر استان‌های کشور قرار دارد و استان تهران با میانگین ۴۰/۰۶ کم‌ترین میزان سرمایه اجتماعی را دارا می‌باشد.



نمودار ۱: سرمایه اجتماعی استان‌های کشور ۱۳۹۸-۱۳۸۵ (با اعمال ضرایب)

در ادامه به برآورد مدل تحقیق به‌روش GMM پرداخته شد. اولین گام در برآوردهای اقتصادسنجی بررسی مانایی متغیرهای مورد مطالعه است. از این رو قبل از استفاده از این داده‌ها لازم است نسبت به مانایی و نامانایی آن‌ها اطمینان حاصل کرد. بدین‌منظور از آزمون مانایی ایم، پسران و شین (IPS) استفاده شد. نتایج این آزمون برای تمام متغیرها، یک‌بار با وجود عرض از مبدأ (C) و یک‌بار با وجود عرض از مبدأ و زمان (C+T) در سطح و با یک تفاضل در جدول ۲ آمده است. براساس این نتایج و سطوح احتمال ارائه‌شده، نتیجه گرفته‌شد کلیه متغیرها در سطح نامانا می‌باشند (در سطح ۵ درصد)؛ اما با یک‌بار تفاضل‌گیری به‌صورت مانا درآمده‌اند و از درجه مانایی واحد، یعنی I(1) برخوردارند.

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-18]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1401.7.2.5.2]
[DOI: 10.18502/mshsj.v7i2.10678]

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد **IPS**

متغیر	مقدار p آماره IPS در سطح		با یک تفاضل		درجه مانایی
	C	C+T	C	C+T	
Ln(sr)	۰/۱۰۸	۰/۰۹۸	< ۰/۰۰۱*	< ۰/۰۰۱*	I(1)
Ln(sc)	۰/۴۵۱	۰/۳۴۲	۰/۰۱۸*	۰/۰۱۱*	I(1)
Ln(gdp_{pc})	۰/۱۸۵	۰/۲۶۱	۰/۰۰۴*	< ۰/۰۰۱*	I(1)
Ln(une)	۰/۵۵۲	۰/۳۷۵	۰/۰۰۸*	۰/۰۰۵*	I(1)
Ln(edu)	۰/۲۰۸	۰/۱۵۱	<۰/۰۰۱*	< ۰/۰۰۱*	I(1)
Ln(ur)	۰/۰۹۵	۰/۰۹۱	<۰/۰۰۱*	< ۰/۰۰۱*	I(1)

*معنی‌دار در سطح p < ۰/۰۵

با توجه به‌وجود متغیرهای نامانا در مدل و به‌منظور جلوگیری از اتکا به رگرسیون کاذب، پیش از برآورد مدل، بایستی وجود هم‌انباشتگی (Co-integration) بین متغیرهای مدل تأیید شود. مفهوم هم‌انباشتگی تداعی‌کننده وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به سمت آن حرکت می‌کند. در صورت ناپایایی متغیرهای مدل اگر بین آن ها هم انباشتگی برقرار باشد، نتایج حاصل از تخمین مدل قابل اعتماد خواهد بود. در مطالعه حاضر به‌منظور انجام آزمون‌های هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، از آزمون ارائه‌شده توسط کائو در داده‌های ترکیبی، استفاده شد. این آزمون با استفاده از آماره دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF: Augmented Dickey Fuller) انجام می‌شود. در این آماره فرضیه صفر برابر عدم وجود هم‌انباشتگی و فرضیه مخالف آن وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل است. نتیجه آزمون هم‌انباشتگی کائو با استفاده از آماره ADF برای مدل برآوردی، در جدول ۳ نشان داده شده‌است. بر این اساس، فرضیه صفر در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد و وجود هم‌انباشتگی (رابطه بلندمدت) بین متغیرهای مدل، نتیجه‌گیری شد.

جدول ۳: نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو

آماره آزمون	مقدار آماره	مقدار p
ADF	- ۵/۵۲۲	< ۰/۰۰۱*

*معنی‌دار در سطح p ۰/۰۵

قبل از تخمین مدل به‌روش GMM، به‌منظور اطمینان انتخاب بین روش‌های داده‌های پانل (ترکیبی) و داده‌های تلفیقی (پولینگ) از آماره F لیمر با درجه آزادی (N-1, NT-K-N) استفاده شده که K تعداد متغیرهای توضیحی لحاظ‌شده در مدل، N تعداد مقاطع و T دوره‌ی زمانی است. فرضیه صفر این آزمون نشان‌دهنده آن است که هر یک از مقاطع عرض از مبدأهای یکسانی دارند (لزوم استفاده از داده‌های تلفیقی) و فرضیه مقابل اشاره به ناهمسانی عرض از مبدأهای هر یک از مقاطع دارد (لزوم استفاده از داده‌های پانل). با توجه به اینکه سطح احتمال آزمون F لیمر، کمتر از 1 درصد به‌دست آمده است، فرضیه صفر مبنی‌بر قابلیت تخمین داده‌ها به‌شیوه تلفیقی پذیرفته نمی‌شود و لازم است که مدل به‌روش داده‌های پانل برآورد شود. در جدول 4 نتایج برآورد رابطه سرمایه اجتماعی و شاخص سلامت روان، به روش GMM برای استان‌های کشور نشان داده شده است. بر اساس نتایج، کلیه متغیرها در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار و دارای اعتبار آماری هستند. هم‌چنین علامت ضرایب محاسبه‌شده متغیرهای کنترل با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی، انتظار ما را در تخمین مدل و صحت آن برآورده می‌کنند.

جدول ۴: نتایج برآورد مدل به روش GMM

متغیر	مقدارضریب برآوردی	مقدار* p
Ln(sr)(-1)	۰/۰۵۵	< ۰/۰۰۱*
Ln(sc)	- ۰/۲۶۸	* ۰/۰۱۵
Ln(gdp_{pc})	- ۰/۸۴۱	< ۰/۰۰۱*
Ln(une)	۰/۱۸۱	< ۰/۰۰۱*
Ln(edu)	- ۰/۰۸۱	۰/۰۲۱*
Ln(ur)	۰/۱۰۸	۰/۲۸۱
c	۱/۸۵۲	۰/۰۰۸*

متغیر وابسته: Ln(sr)

*معنی‌دار در سطح p < ۰/۰۵

در جدول ۵ نتایج آزمون‌های تشخیص مدل آورده شده است. بر اساس نتیجه آزمون والد که از توزیع کای‌دو با درجه آزادی معادل تعداد متغیرهای توضیحی منهای جزء ثابت برخوردار است، فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن تمام ضرایب در سطح معنی‌داری ۱ درصد در مدل برآوردی رد شده و در نتیجه اعتبار ضرایب برآوردی تأیید می‌شود. نتیجه آزمون سارگان نیز، با توجه به مقدار آماره و سطوح احتمال محاسبه‌شده، فرضیه صفر مبنی‌بر عدم همبسته بودن پسماندها با متغیرهای ابزاری را رد نمی‌کند و حاکی از سازگاری تخمین‌زننده GMM است؛

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences
www.mshsj.ssu.ac.ir
[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-18]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1401.7.2.5.2]
[DOI: 10.18502/mshsj.v7i2.10678]

بنابراین نتایج ضرایب برآوردشده از نظر آماری تأیید شده و قابل تفسیر می‌باشند. وجود همبستگی سریالی در تفاضل مرتبه اول خطاها در مراتب بالاتر از ۱، مانند AR(2) بر این موضوع دلالت دارد که شرایط گشتاوری به‌منظور انجام آزمون خودهمبستگی آرلانو و باند معتبر نبوده است (۱۷). زیرا روش تفاضل‌گیری مرتبه اول برای حذف اثرات ثابت در صورتی روش مناسبی است که مرتبه خودهمبستگی جملات اختلال از مرتبه‌ی دو نباشد. به این منظور، باید ضریب خودرگرسیونی مرتبه اول AR(1) معنی‌دار باشد و ضریب خودرگرسیونی مرتبه‌ی دوم AR(2) معنی‌دار نباشد. بر اساس نتایج فرضیه صفر مبنی‌بر عدم خودهمبستگی درجه اول تفاضل مرتبه‌ی اول جملات اختلال را می‌توان، اما فرضیه‌ی صفر مبنی‌بر عدم خودهمبستگی سریالی درجه دوم تفاضل جملات اخلال را نمی‌توان رد کرد. بنابراین در مدل تحقیق تورش تصریح وجود ندارد.

جدول ۵: نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل برآوردشده به‌روش GMM

نام آزمون	مقدار آماره	مقدار* p
والد	۸۸۴۱/۱۲	۰/۰۰۱ >*
سارگان	۲۵/۰۸	۰/۵۵۱
AR(1)	- ۴/۱۲	۰/۰۰۱ >*
AR(2)	- ۰/۰۲	۰/۹۹۱

*معنی‌دار در سطح p < ۰/۰۵

بحث

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده در جدول ۴، ضریب برآوردی متغیر لگاریتم سرمایه اجتماعی ((Ln(sc))، به‌عنوان موضوع اصلی این تحقیق، منفی و معنی‌دار است. مقدار این ضریب حدود ۰/۲۷ - برآورد شده‌است. به این معنا که ۱ درصد افزایش در سرمایه اجتماعی، با فرض ثبات سایر متغیرها، در بلندمدت، نرخ خودکشی را در استان‌های کشور حدود ۰/۲۷ درصد کاهش خواهد داد. براین‌اساس می‌توان نتیجه گرفت که هر اندازه سرمایه اجتماعی بیش‌تری در بین استان‌های کشور وجود داشته باشد، به‌دنبال آن سلامت روانی بالاتری در کشور قابل انتظار است. سرمایه اجتماعی با متغیرهای اصلی هم‌چون اعتماد اجتماعی، مشارکت اجتماعی و هنجارهای اجتماعی، نوعی امنیت و آسودگی خاطر در شهروندان ایجاد کرده و این امر در بهبود امنیت روانی و سلامت روان خود را انعکاس می‌دهد. در واقع، با تقویت این سرمایه مهم و اساسی، فرد به قدرت آرام‌زیستن و با خود و دیگران در آرامش بودن، آگاهی از درون و با احساسات خود صادقانه‌تر برخورد نمودن، دست یافته و توانمندی بیش‌تری برای مقابله با بحران‌های احتمالی به‌دست می‌آورد. نتیجه به‌دست آمده مبنی‌بر اثر مثبت و معنی‌دار سرمایه اجتماعی بر شاخص سلامت روان، با نتایج مطالعاتی مانند هامانو و همکاران (۲۰۱۰) در بررسی اثر سرمایه اجتماعی بر سلامت روان در کشور ژاپن، لکروف و همکاران (۲۰۱۶) در بررسی اثر سرمایه اجتماعی بر سلامت روان مهاجران در کشور سوئد، رضوی‌زاده و همکاران (۱۳۸۳) در بررسی رابطه سرمایه اجتماعی و سلامت روان در بین دانشجویان دانشگاه فردوسی مشهد، صابری‌فر (۱۳۹۵) در بررسی اثر سرمایه اجتماعی بر سلامت روان در نمونه‌ای شامل شهروندان مشهد و کیوان‌آرا و همکاران (۱۳۹۴) در بررسی رابطه سرمایه اجتماعی و سلامت روان شهروندان شهرکرد، هم‌سو می‌باشد (۱۲-۱،5،10).

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده در جدول ۴، ضریب برآوردی متغیر لگاریتم درآمد سرانه ($Ln(gdp_{pc})$)، منفی و معنی‌دار است. مقدار این ضریب حدود ۰/۸۴ - برآورد شده است. به این معنا که ۱ درصد افزایش در سرانه‌ی درآمد، با فرض ثبات سایر متغیرها، در بلندمدت، نرخ خودکشی را در استان‌های کشور حدود ۰/۸۴ درصد کاهش خواهد داد و موجب بهبود وضعیت سلامت روان می‌شود. درآمد یکی از مهم‌ترین عوامل خرد مؤثر بر سلامت بوده و معمولاً بین درآمد پائین و فقر بهداشت، همبستگی بالا و دائمی وجود دارد. آشکار است که دسترسی به درآمد کافی، خود پیش‌نیاز دسترسی به سایر عوامل تعیین‌کننده بهداشت مانند تغذیه و آموزش می‌باشد. افراد کم‌درآمد از استانداردهای پائین زندگی، امکانات مالی کم برای تأمین مخارج بهداشتی، تغذیه ناکافی و تحصیلات پائین برخوردار هستند که همه این موارد می‌توانند موجب کاهش سلامت روان شوند. نتیجه به‌دست‌آمده مبنی‌بر تأثیر مثبت درآمد بر سلامت روان، هم‌سویی نزدیکی با نتایج مطالعات هامانو و همکاران (۲۰۱۰)، لکروف و همکاران (۲۰۱۶) و کیوان‌آرا و همکاران (۱۳۹۴) دارد (۱۱-۱،۱۰).

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده در جدول ۴، ضریب برآوردی متغیر بیکاری ((Ln(une))، مثبت و معنی‌دار است. مقدار این ضریب حدود ۰/۱۸ برآورد شده است. به این معنا که ۱ درصد افزایش در نرخ بیکاری، با فرض ثبات سایر متغیرها، در

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-18]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1401.7.2.5.2]
[DOI: 10.18502/mshsj.v7i2.10678]

بلندمدت، نرخ خودکشی را در استان‌های کشور حدود ۰/۱۸ درصد افزایش خواهد داد و موجب تضعیف وضعیت سلامت روان می‌شود. برخی از مطالعات در این زمینه نشان داده‌اند که اثرات منفی افسردگی، اضطراب و کاهش عزت نفس به‌دلیل بیکاری افراد پدید می‌آید (۲۰). بسیاری از تحقیقات نشان داده‌اند که عدم اشتغال با مشکلات جسمی و روانی مثل افسردگی، اضطراب و نرخ بالای خودکشی ارتباط مثبتی دارد (۲۱،۲۲). هم‌چنین، افراد شاغل در محیط کار با افراد و گروه‌های بیش‌تری سروکار داشته و ارتباط دوستانه و صمیمانه بیشتری برقرار می‌کنند که این موضوع بر سلامت روان آن‌ها تأثیرگذار می‌باشد (۵،۶).

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده در جدول ۴، ضریب برآوردی متغیر لگاریتم نسبت دانش‌آموزان و دانشجویان به کل جمعیت هر استان ((Ln(edu))، منفی و معنی‌دار است. مقدار این ضریب حدود ۰/۰۸ - برآورد شده است. به این معنا که ۱ درصد افزایش در شاخص آموزش، با فرض ثبات سایر متغیرها، در بلندمدت، نرخ خودکشی را در استان‌های کشور حدود ۰/۰۸ درصد کاهش خواهد داد و موجب بهبود وضعیت سلامت روان می‌شود. سواد کم و سطح پایین آموزش و پرورش، مشکلات اجتماعی و روانی عمده‌ای به وجود می‌آورد. در مقابل، دسترسی به آموزش، سلامت و آرامش روانی به همراه دارد. به‌طور کلی تحصیلات دارای تأثیر غیرمستقیم بر سلامت روان افراد است. تحصیلات به افراد اجازه می‌دهد که به اهداف و خواسته‌هایشان زودتر دست پیدا کنند یا با تغییرات اتفاق افتاده در دنیای اطرافشان بهتر تطابق یابند (۱۰). براساس نظر فرایر (۱۹۸۶) یکی از پیامدهای مهم عدم تحصیلات آنست که فرد آینده معنی‌داری برای خود ترسیم نمی‌کند که بر این اساس سلامت روانی آن‌ها تقلیل می‌یابد (۲۳). از سوی دیگر، برخی از مطالعات، بر خلاف نتایج این مطالعه، معتقد به اثر منفی تحصیلات بر سطح سلامت روان افراد می‌باشند؛ چراکه معتقدند تحصیلات، به احتمال فراوان انتظارات را بالا می‌برد. همانطور که کلارک و اسئوالد (۱۹۹۴) نشان داده‌اند، افراد با تحصیلات بالاتر نسبت به افرادی که از سطح تحصیلات کمتری برخوردارند، زمانی‌که بیکار می‌شوند، بیش‌تر دچار بحران روحی، تنش و اضطراب می‌شوند و یا به‌عبارت دیگر سلامت روان آن‌ها بیش‌تر آسیب می‌بینند (۲۴). جدا از مسئله کار، این گروه افراد به‌دلیل سطح توقعات و انتظارات بالاتر، بیش‌تر آزار می‌بینند.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده در جدول ۴، ضریب برآوردی متغیر شهرنشینی ((Ln(ur))، مثبت، اما بی‌معناست. مقدار این ضریب حدود ۰/۱۱ برآورد شده است. به‌طور کلی تأثیر شهرنشینی بر سلامت روان را می‌توان از ۲ دیدگاه مثبت و منفی تشریح کرد. دیدگاه مثبت با مطالعات مربوط به تئوری مدرن‌سازی توجیه می‌شود؛ به این ترتیب که مدرنیته از طریق افزایش هم‌جمعی اجتماعی، نرخ خودکشی را کاهش می‌دهد و باعث بهبود سلامت روان می‌شود (۲۵).در مقابل برخی از مطالعات نشان داده‌اند که استحکام ارتباطات اجتماعی در مناطق شهری برای نیروی کار غیرماهر، ضعیف‌تر از مناطق روستایی است؛ چراکه در مناطق صنعتی‌شده شهری، اشتغال نیروی کار غیرماهر با مشکلات زیادی همراه است (۲۶). هم‌چنین برخی از مطالعات نشان داده‌اند که مهاجرت به شهر همراه است با جدایی از محیط صمیمانه روستایی که نتیجه آن افزایش استرس‌های روانی ناشی از زندگی شهری و افزایش نرخ خودکشی در میان جامعه است (۲۷). در هر حال، در این مطالعه رابطه معنی‌داری بین شهرنشینی و سلامت روان در استان‌های کشور به‌دست نیامده است.

بررسی رابطه بین سرمایه اجتماعی و سلامت روان در مطالعات پیشین، محدود به مطالعات روان‌شناسی و جامعه‌شناسی و یا محدود به داده‌های یک شهر یا نمونه خاص بوده است؛ اما در این مطالعه رابطه بین سرمایه اجتماعی و سلامت روان در استان‌های کشور با رویکرد اقتصادسنجی بررسی شد که از نقاط قوت این مطالعه بود و می‌تواند در شناسایی تأثیر سرمایه اجتماعی و سایر عوامل مؤثر بر سلامت روان در استان‌های کشور کمک کند. باید اشاره کرد که این مطالعه دارای محدودیت‌هایی نیز بوده است که ممکن است نتایج را تا حدودی تحت تأثیر قرار دهد. با توجه به اینکه مطالعه حاضر در سطح تمامی استان‌های کشور مدنظر قرار گرفته است، عدم انتشار برخی از داده‌ها در بعضی از استان‌های کشور به صورت سری زمانی، محدودیتی در انتخاب متغیرهای مدل تحقیق محسوب می شود. همچنین، این مطالعه مطالعه می توانست تأثیر سرمایه اجتماعی را بر سلامت روان استان های کشور با تفکیک جنسیت نیز مورد بررسی قرار دهد که به دلیل عدم وجود اطلاعات آماری کافی برای متغیرهای مورد استفاده،

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-18]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1401.7.2.5.2]
[DOI: 10.18502/mshsj.v7i2.10678]

این امر صورت نگرفت.

نتیجه‌گیری

با توجه به نتیجه اصلی مطالعه حاضر، مبنی بر تأثیر مثبت سرمایه اجتماعی بر سلامت روان، مهم‌ترین و اصلی‌ترین پیشنهاد سیاستی این مطالعه، فراهم‌کردن بسترهای لازم جهت گسترش سرمایه اجتماعی در استان‌های کشور، به‌منظور ارتقای سطح سلامت روان در این استان‌هاست. شکل‌گیری انجمن‌های مختلف محلی، تقویت هویت مکانی و تقویت روحیه مشارکت‌جویی در مردم و هم‌چنین افزایش روزافزون اعتماد متقابل بین ساکنین محلات در استان‌های کشور، باعث تقویت سرمایه اجتماعی شده و این امر نیز در افزایش سلامت روان استان‌های کشور تأثیرگذار خواهد بود. بر اساس سایر نتایج، درآمد سرانه و تحصیلات اثر مثبت و معنی‌دار و نرخ بیکاری اثر منفی و معنی‌دار بر سلامت روان در استان‌های کشور داشته است. این مطالعه می‌تواند راهنمایی برای سیاست‌گذاران در زمینه طراحی و اجراء برنامه‌های ارتقاء سلامت روان در استان‌های ایران باشد.

سپاسگزاری

نویسندگان بدینوسیله برخود لازم می‌دانند از تمام کسانی که ایشان را در انجام این مطالعه یاری رسانده‌اند سپاسگزاری نمایند.

مشارکت نویسندگان

طراحی پژوهش: ص. م. م

جمع‌آوری داده‌ها: ص. م. م، الف. گ

تحلیل داده‌ها: الف. گ

نگارش و اصلاح مقاله: ص. م. م، الف. گ

سازمان حمایت‌کننده

این مطالعه از سوی هیچ سازمانی مورد حمایت مالی قرار نگرفته است.

تعارض منافع

هیچگونه تعارض منافعی از سوی نویسندگان گزارش نشده است.

References

1)Keyvanara M, Hagheghatian M, Alibabaiy M. The relationship between social capital and mental health amonge the citizens of Shahr-e-kord. sjimu 2015; 22(7): 47-55. [Persian]

2)Putnam RD, Leonardi, R, Nanetti, RY. Making democracy work. Princeton: Princeton University Press; 1993: 1-15.

3)Kamran F, Ershadi K. Examining the relationship between social capital and mental health networks. Journal of Social Research 2009; 2(3): 29-54. [Persian]

4)Sayedan F, Abdolsamadi M. The relation of social capital with mental health in women and men. Journal of Social Welfare 2011; 11(42): 229-54. [Persian]

5)Saberifar R. The effect of social capital on mental health of citizens (case study: Mashhad). hrjbaq 2016; 1(2): 105-12. doi: 10.20286/hrj-010205. [Persian]

6)Harpham T, Grant E, Rodriguez G. Mental health and social capital in Cali, Colombia. Soc Sci Med 2004; 58(11): 2267-77. doi: 10.1016/j.socscimed.2003.08.013.

7)Lynch J, Kaplan GA. Understanding how inequality in the distribution of income affects health. Journal of Health Psychology 1997; 2(3): 297-314. doi:10.1177/135910539700200303.

8)Rose R. How much does social capital add to individual health? a survey study of Russians. Soc Sci Med 2000; 51(9): 1421-35. doi: 10.1016/s0277-9536(00)00106-4.

9)Wilkinson RG. Income inequality, social cohesion, and health: clarifying the theory-a reply to muntaner and lynch. Int J Health Serv 1999; 29(3): 525-43. doi: 10.2190/3QXP-4N6T-N0QG-ECXP.

10) Hamano T, Fujisawa Y, Ishida Y, Subramanian SV, Kawachi I, Shiwaku, K. Social capital and mental health in Japan: a multilevel analysis. PLoS One 2010; 5(10): 1-10. doi: 10.1371/journal.pone.0013214.

11) Lecerof SS, Stafström M, Westerling R, Östergren PO. Does social capital protect mental health among migrants in Sweden?. Health Promotion International 2015; 31(3): 644-52. doi: 10.1093/heapro/dav048.

12) Razavizadeh N, Noghani Dokht Bahmani M, Yousefi A. Social capital and mental health among students of Ferdowsi university of Mashhad. Journal of Social Sciences 2004; 1(0): 25-51. doi: 10.22067/jss.v0i0.17665. [Persian]

13) Carlsson G, Dahlbäck O, Ahrne G. Book reviews: James S. Coleman: foundations of social theory. Cambridge, Mass. The Belknap Press of Harvard University Press, 1990. xvi + 993 pp. Acta Sociologica 1991; 34(2): 137-141. doi:10.1177/000169939103400206.

14) Cardozo BL, Bilukha OO, Crawford CA, Shaikh I, Wolfe MI, Gerber ML, et al. Mental health, social functioning and disability in postwar Afghanistan.

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-18]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1401.7.2.5.2]
[DOI: 10.18502/mshsj.v7i2.10678]

Journal of The American Medical Association 2004; 292(5): 575-84.
15) Andrés AR, Chakraborty B, Dasgupta P, Mitra S. Realizing the significance of socio-economic triggers for mental health outcomes in India. Journal of Behavioral and Experimental Economics 2014; 8: 50-7. doi:10.1016/j.socec.2014.03.002.
16) Green WH. Econometric Analysis. 7th ed. New Jersey, Upper Saddle River: Pearson International; 2012: 602-15.
17) Arellano M, Bond S. Some test of specification for panel data: Monte Carlo evidence and application to employment equations. Review of Economic Studies 1991; 58: 277-97.
18) Baltagi, B. Econometric Analysis of Panel Data. 3rd ed. McGraw-Hill; 2005: 118-65.
19) Bond R. Dynamic panel data model: a guide to micro data methods and practice. Portuguese Economic Journal 2002; 1(2): 141-62.
20) Muller J, Hicks A, Winocur S. The effects of employment and unemployment on psychological well-being in Australian clerical workers: gender differences. Australian Journal of psychology 1993; 45(2): 103-8.
21) Raphael D, Bryant T, Mikkonen J, Raphael A. Social determinants of health: the Canadian facts. 2nd ed. Oshawa, Ontario Tech University Faculty of Health Sciences and Toronto: York University School of Health Policy and Management; 2020. Available from URL: http://www.thecanadianfacts.org. Last access: aug 20, 2022.
22) Ruhm CJ. Good times make you sick. Journal of Health Economics 2003; 22(4): 637-58.
23) Fryer DM. Employment deprivation and personal agency during unemployment: a critiacal discussion of Jahoda's explanation of the psychological effects of unemployment. Social Behavior 1986; 1: 3-23.
24) Clark A, Oswald AJ. Unhappiness and unemployment. Economic Journal 1994; 104(424): 648-59.
25) Bradshaw YW. Urbanization and underdevelopment: a global study of modernization, urban bias and economic dependency. American Sociological Review 1987; 52(2): 224-39.
26) Durkheim E. Suicide: a study in sociology. New York: Free Press; 1966; 75-126.
27) Qin P. Suicide risk in relation to level of urban city-a population-based linkage study. International Journal of Epidemiology 2005; 34(4): 846-52. doi: 10.1093/ije/dyi085.

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-18]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1401.7.2.5.2]
[DOI: 10.18502/mshsj.v7i2.10678]

Manage Strat Health Syst

Research Article

Investigating the Relationship between Social Capital and Mental Health in the Provinces of Iran

Sahebe Mohammadian Mansoor [1], Abolghasem Golkhandan [2*]

[1] Assistants Professor, Department of Economics, Payam Noor University, Tehran, Iran
[2] Ph.D. of Public Sector Economics, School of Economics and Administrative Sciences, Lorestan University, Khoram Abad, Iran

*** Corresponding Author:** Abolghasem Golkhandan
golkhandana@gmail.com

Citation: Mohammadian Mansoor S, Golkhandan A. Investigating the Relationship between Social Capital and Mental Health in the Provinces of Iran. Manage Strat Health Syst 2022; 7(2): 140-51.

Received: May 17, 2022
Revised: September 01, 2022
Accepted: September 10, 2022

Funding: The authors have no support or funding to report.

Competing Interests: The authors have declared that no competing interest exist.

A B S T R A C T

Background: Social capital has an effective role in promoting the mental health of people in the community by providing emotional and psychological support. Accordingly, the main purpose of this study is to investigate the effect of social capital on mental health in provinces of Iran.
Methods: This was a descriptive-analytical and applied study. It investigated the long-term relationship between mental health index, social capital, per capita income, unemployment, education and urbanization from 2006 to 2019 using the panel data of Iran's provinces. The data used were collected from Central Bank and Statistics Center of Iran. For this purpose, based on Putnam and Colman's approach to measuring social capital, 3 levels of participation, trust and unity have been considered. In order to combine the indicators used in these levels, factor analysis method has been used. Model estimation was also conducted using the Generalized Method of Moment (GMM) and data analysis was performed using Eviews $_{9}$ and Stata $_{12}$ software.
Results: Based on the results obtained from the model estimation, increasing social capital will improve the mental health index in the provinces of the country in the long term. 1 percent increase in social capital in the long run, reduces the suicide rate in the provinces of the country by 0.27 percent. Based on other results, in the long term, per capita income and education have a positive and significant effect and the unemployment rate has a negative and significant effect on mental health in the provinces of the country.
Conclusion: Based on the findings of this study, authors can conclude that the greater amount of social capital in the provinces of the country leads to higher mental health.

Key words: Mental health, Social capital, Panel data, Iran

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-18]

[DOR: 20.1001.1.24766879.1401.7.2.5.2]
[DOI: 10.18502/mshsj.v7i2.10678]