Journal of Clinical Psychology & Personality
Vol. 22, No. 2, Serial 43, Autumn & Winter 2024-25, pp 341-366
DOI: 10.22070/CPAP.2023.17331.1323

Research Article

Rasch Model Analysis of the Psychometric Properties of the Positive Mental Health Scale in Students

Authors

Noorellah Yousefi [1*], Alireza Pirkhaefi [2]

1. Ph.D in educational psychology, Farhangian University lecturer, Varamin campus, Varamin, Iran. (Corresponding Author)

2. Associate Professor, Department of Psychology, Garmsar Branch, Islamic Azad University, Garmsar, Iran. apirkhaefi@gmail.com

Abstract

Receive Date: 04/01/2024

Accept Date: 23/06/2024

Introduction: Mental health encompasses more than just the absence of pathological symptoms or diseases; it also includes the presence of positive mental health indicators. The aim of the present study was to determine the psychometric properties of the Positive Mental Health Scale based on the Rasch model.

Method: This study was quantitative and descriptive, focusing on the analysis of students' responses to the Positive Mental Health Scale, which is based on the Rasch model. Therefore, the study was psychometric in nature. The sample consisted of 609 students from Farhangian University in Tehran during the academic year 2021-2022. These students were selected through convenience sampling and completed the Positive Mental Health Scale.

Results: The results of the exploratory factor analysis and parallel analysis indicated the presence of a dominant factor. Additionally, the confirmatory factor analysis corroborated the findings of the exploratory factor analysis. None of the items exhibited local dependence; therefore, the hypothesis that the scale is unifactorial was confirmed. Based on the Partial Credit Model (PCM), the values of the two Infit and Outfit indices ranged from 0.5 to 1.5, indicating a good fit of the scale items with the Rasch model. The item difficulty index was determined to be at a moderate level, ranging from -0.2008 to 0.1486. The results of the item characteristic curves indicated that all items demonstrated good suitability. Additionally, the scale exhibited measurement stability across different genders. No item differential interaction (DIF) was identified based on gender. The person-item reliability coefficient was 0.88, Cronbach's alpha was 0.86, and McDonald's omega coefficient was 0.84.

Discussion and conclusion: The results of the study indicated that the Positive Mental Health Scale is a unidimensional instrument with favorable psychometric properties for assessing positive mental health in students. It can also be utilized to evaluate interventions in this area.

Keywords

Well-Being, Rash Analysis, Positive Mental Health, Psychometric Properties.

Corresponding Author's E-mail

n.y3562@gmail.com

دوفصلنامه علمی «روان‌شناسی بالینی و شخصیت»
دوره ۲۲، شماره ۲، پیاپی ۴۳، پاییز و زمستان ۱۴۰۳، صص ۳۶۶-۳۴۱
DOI: 10.22070/CPAP.2023.17331.1323

مقاله پژوهشی

تحلیل مدل رش از ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس سلامت روانی مثبت در دانشجویان

نویسندگان

نورالله یوسفی [1*]، علیرضا پیرخائفی [2]

۱. دکتری روانشناسی تربیتی، مدرس دانشگاه فرهنگیان، پردیس ورامین، ورامین، ایران. (نویسنده مسئول)

۲. دانشیار گروه روان‌شناسی، واحد گرمسار، دانشگاه آزاد اسلامی، گرمسار، ایران. apirkhaefi@gmail.com

چکیده

تاریخ دریافت:
۱۴۰۲/۱۰/۱۴

تاریخ پذیرش:
۱۴۰۳/۰۴/۰۳

مقدمه: سلامت روانی صرفاً به معنای نبود وجود نشانه‌های آسیب‌شناسی و بیماری نیست، بلکه به معنای نداشتن نشانه‌های مثبت سلامت روانی نیز هست. هدف مطالعه حاضر تعیین ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس سلامت روانی مثبت بر اساس مدل رش بود.

روش: این یک پژوهش کمی و از نوع توصیفی بود که داده‌های کمی را براساس تجزیه و تحلیل‌های به دست آمده از پاسخ‌های دانشجویان به مقیاس سلامت روانی مثبت براساس مدل رش مورد بررسی قرار داد، بنابراین مطالعه از نوع روان‌سنجی بود. نمونه شامل ۶۰۹ نفر از دانشجویان دانشگاه فرهنگیان در شهر تهران در سال تحصیلی ۱۴۰۱-۱۴۰۲ بود که با روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند و مقیاس سلامت‌روانی مثبت را تکمیل کردند.

نتایج: نتایج تحلیل عاملی اکتشافی و تحلیل موازی وجود یک عامل غالب را نشان داد. نتایج تحلیل عاملی تأییدی، نتایج تحلیل عاملی اکتشافی را تأیید کرد. هیچ یک از گویه‌ها وابستگی محلی نشان ندادند؛ بنابراین فرضیه تک عاملی‌بودن مقیاس احراز شد. براساس مدل مقیاس اعتبار جزئی (PCM)، مقادیر دو شاخص Infit و Outfit بین ۰/۵ و ۱/۵ قرار داشت و بیانگر برازش گویه‌های مقیاس با مدل رش بود. شاخص دشواری گویه‌ها در سطح متوسطی به دست آمد (۰/۲۰۰۸- تا ۰/۱۴۸۶). نتایج منحنی‌های گویه‌ها نشان داد همه گویه‌ها از مطلوبیت خوبی برخوردار هستند. مقیاس دارای ثبات اندازه‌گیری بر اساس جنسیت بود. هیچ کنش افتراقی گویه (DIF) بر اساس جنسیت یافت نشد. ضریب پایایی شخص-گویه ۰/۸۸، ضریب آلفای کرونباخ ۰/۸۶ و ضریب امگا مک دونالد ۰/۸۴ به دست آمد.

بحث و نتیجه‌گیری: نتایج مطالعه نشان داد مقیاس سلامت روانی مثبت، ابزاری تک بعدی با ویژگی‌های روان‌سنجی مطلوب برای سنجش سلامت روانی مثبت در دانشجویان است و می‌توان از آن برای ارزیابی مداخلات در این زمینه استفاده کرد.

کلیدواژه‌ها

بهزیستی، تحلیل رش، سلامت روانی مثبت، ویژگی‌های روان‌سنجی.

پست الکترونیکی نویسنده مسئول

n.y3562@gmail.com

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۲، شماره ۲، پیاپی۴۳، پاییز و زمستان ۱۴۰۳، صص ۳۶۶-۳۴۱
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 22, No. 2, Serial 43, Autumn & Winter 2024-25, pp 341-366

مقدمه

به طور سنتی، سلامت روانی[1] به عنوان فقدان نشانه‌های آسیب‌شناسی‌روانی مفهوم‌سازی شده است [۱، ۲]. بااین‌حال در سال‌های اخیر این تعریف مورد بازنگری قرار گرفته است. مدل دو پیوستار سلامت روانی و بیماری‌روانی[2] بیان می‌کند که سلامت روانی با بیماری روانی متفاوت، اما مرتبط می‌باشند. در حالی که یک پیوستار وضعیت سلامتی روانی را نشان می‌دهد، پیوستار دیگر، بیانگر وجود یا نبود بیماری روانی در فرد است [۳]. کیس[3] رابطه بین سلامت روانی و بیماری‌روانی را با استفاده از اطلاعات جمع‌آوری شده از ۳۰۳۲ نفر از بزرگسالان آمریکایی بین ۲۵ تا ۷۴ سالگی که در نظرسنجی رشد میانسالی شرکت کرده بودند، به دست آورد [۴]. نتایج تحلیل عاملی تأییدی نشان داد، معیارهایی که سلامت روانی و به طور کلی نشانه‌های مثبت سلامت روانی را اندازه‌گیری می‌کنند، بر روی یک عامل و معیارهایی که نشانه‌های آسیب‌شناسی‌روانی را می‌سنجند، بر روی عامل دیگر بار می‌گیرند [۵]؛ بنابراین سلامت روانی و بیماری‌روانی در حالی‌که متمایز هستند، به شدت با هم مرتبط می‌باشند. به عبارت دیگر، وضعیت سلامت روانی، پیش‌بینی‌کنندهٔ بیماری‌روانی شخص است [۵، ۶]. در این زمینه، دُری، اُلوژلین، سابیستون و فرنیر[4] در پژوهش خویش به این نتیجه رسیدند که همبستگی منفی متوسط تا زیاد بین نشانه‌های مثبت سلامت روانی با نشانه‌های آسیب‌شناسی‌روانی از مدل دو پیوستار سلامت روانی و بیماری‌روانی حمایت می‌کند و بیانگر واگرایی بین این دو سازه است [۷]. این مدل، در نمونه‌های مختلفی مانند نوجوانان آمریکایی [۷]، بزرگسالان هلندی [۸] و بزرگسالان آفریقای جنوبی [۹] تکرار شده است. همچنین سلامت روانی توسط سازمان بهداشت جهانی[5] به عنوان وضعیتی از بهزیستی[6] و به طور خاص، به عنوان «حالتی از بهزیستی که در آن فرد توانایی‌های خود را درک می‌کند، با استرس‌های عادی زندگی مقابله می‌کند، برای اجتماع فردی مثمرثمر و مولد است» [۱۰] تعریف کرده است؛ بنابراین سلامت روانی دیگر به وجود یا نبود نشانه‌های آسیب‌شناسی‌روانی مربوط نیست، بلکه به ترکیبی از حالات روانی فرد[7]، عملکرد در بافت اجتماعی[8] و عملکرد روانشناختی[9] فرد مربوط است [۱۱]. در مدل دو پیوستار سلامت روانی و بیماری‌روانی، دیگر نبود نشانه‌های آسیب‌شناسی‌روانی شرط کافی برای اندازه‌گیری بهزیستی نیست، بلکه باید آن‌را به عنوان ملاحظاتی برای سنجش وضعیت سلامت روانی در نظر گرفت[۱]؛ از این رو، تأکید سازمان بهداشت جهانی بر اندازه‌گیری نشانه‌های مثبت سلامت روانی است [۱۰].

تلاش‌ها برای مفهوم‌سازی سلامت روانی مثبت[10]، متأثر از دو رویکرد بهزیستی لذت‌گرا[11] و بهزیستی سعادت‌گرا[12] است [۱۲]. در ابتدا سنت لذت‌گرایی که شامل رضایت از زندگی، حضور خلق مثبت و فقدان خلق منفی می‌باشد، مفهوم‌سازی شد [۱۳]. در این دیدگاه سلامت روانی مثبت به معنای کسب حداکثر لذت و اجتناب از درد است [۱۴]. فردریکسون[13] این اندیشه را که هیجان‌های مثبت نه تنها به سلامت روانی مثبت بلکه به رشد و تکامل شخصی نیز کمک می‌کنند، گسترش داد. مطابق این دیدگاه، عملکرد هیجان‌های مثبت، صرفاً نفی وجود مشکل نیست، بلکه، وجود آنها برای بقا و شکوفایی در زندگی به همان میزان وجود هیجان‌های منفی دارای اهمیت است [۱۵]. فردریکسون بر این باور بود که تجربهٔ هیجانات مثبت دامنه تفکر - عمل لحظه‌ای را گسترش می‌دهند که نتیجه آن دامنه‌ای وسیع از افکار و اعمالی است که با گذشت زمان منابع تقویتی و شخصیتی گوناگونی می‌شوند. این منابع شامل منابع جسمی (هماهنگی و سلامتی قلبی - عروقی)، منابع اجتماعی (دوستی‌ها، مهارت‌ها و حمایت‌های اجتماعی)، منابع فکری و ذهنی (دانش و توانایی حل مسئله)، و منابع روانشناسی (خلاقیت و خوش‌بینی) می‌شود. خزانه تفکر - عمل نمی‌تواند در یک لحظه هم محدود شود و هم گسترش یابد. در نتیجه، تولید هیجانات مثبت به دنبال هیجان‌های منفی مداوم ممکن است شدت هیجان‌های منفی را کم کند.

1 . Mental Health.
2 . Mental Illness.
3 . Keyes.
4 . Doré, O'Loughlin, Sabiston, Fournier.
5 . World Health Organisation.
6 . World Health Organisation.
7 . Individual's Mental State.
8 . Functioning Within The Social Context Functioning.
9 . Psychological Functioning.
10 . Positive Mental Health.
11 . Hedonic Well-Being.
12 . Rudaimonic Well-Being.
13 . Fredrickson BL.

همان‌گونه که گسترش‌دادن هیجان‌های مثبت، افق نگاه به جهان را وسعت می‌بخشد، اثر خنثی‌سازی هیجان‌های منفی نه تنها در سطح شناختی، بلکه در سطح جسمانی‌هم رخ می‌دهد. از این رو، هیجان‌های مثبت از راه اثر گسترش‌دهنده‌شان، باعث ایجاد حلقه‌های رو به بالای بهزیستی می‌شوند. این حلقه‌های رو به بالا به ایجاد مجموعه‌ای از مهارت‌های مقابله‌ای کمک می‌کنند. به این ترتیب، هیجانات مثبت سبب بهبود مقابله و افزایش تاب‌آوری در برابر مشکلات و سختی‌های زندگی می‌گردند [۱۴، ۱۵]. سنت سعادت‌گرایی، متأثر از آراء و عقاید ارسطو[1] است. ارسطو در *کتاب اخلاق* نیکوماخن[2] بر این باور بود که اگر فرد ظرفیت‌ها، مزایا و توانمندی‌های عالی خویش را به درستی تشخیص دهد و آنها را شکوفا سازد، زندگی سعادت‌مند و کاملی خواهد داشت [۱۶]. واترمن[3] معتقد بود؛ سعادت هنگامی رخ می‌دهد که فعالیت‌های زندگی بیشترین سازگاری را با ارزش‌های کلی فرد داشته باشند [۱۷]. ریف[4]، الگویی شش وجهی از سلامت روان مثبت ارائه داد که شامل: ۱. خودمختاری؛ ۲. رشد شخصی؛ ۳. پذیرش خود؛ ۴. هدف‌مندی در زندگی؛ ۵. تسلط؛ و ۶. روابط مثبت است [۱۸]. کەیس با توجه به الگوی بهزیستی روانشناسی ریف و بر پایه سنت فلسفی لذت‌گرایی و جامعه‌شناسان کلاسیک و روانشناسان اجتماعی (مانند؛ دورکیم، مارکس، مرتون، سیمن، لفسورت، سرول و اریکسون) الگویی از سلامت روانی مثبت ارائه داد که شامل سه مؤلفه بهزیستی هیجانی[5]، بهزیستی روانشناسی[6] و بهزیستی اجتماعی[7] بود [۳].

باتوجه‌به مبانی نظری که ارائه شد، چندین ابزار برای ارزیابی سلامت روانی مثبت وجود دارد، از جمله: مقیاس سلامت روانی مثبت کەیس [۱۹]، مقیاس سلامت روانی کامل فرم کوتاه[8] [۱، ۳]، مقیاس بهزیستی ذهنی وارویک-ادینبورگ[9] [۲۰] و مقیاس سلامت روانی مثبت وینگنکار[10] و همکاران [۲۱]. این ابزارها هر کدام بر اساس رویکردهای نظری متفاوتی از سازه سلامت روانی مثبت ساخته شده‌اند و در مطالعات بسیاری نیز از این ابزارها استفاده شده است. یکی از جدیدترین این نوع ابزارها، مقیاس سلامت روانی مثبت لوکات، مارگراف، لوتز، ون‌درولد و بکر[11] است [۲۲].

لوکات و همکاران برای ساخت این مقیاس، پس از بررسی مبانی نظری بر اساس رویکرد روان‌شناسی مثبت‌نگر[12]، بانکی از گویه‌های مرتبط با عوامل درونی (مانند: عوامل هیجانی[13] و روانشناختی[14]) و عوامل بیرونی (مانند: حمایت اجتماعی[15]) سلامت روانی مثبت را تدوین کردند. بدین منظور، گویه‌هایی از مقیاس شخصیت تریر[16]، مقیاس شخصیت فرایبورگ[17]، مقیاس سلامت روانی[18] و مقیاس بهزیستی برنز[19] انتخاب شد [۲۲]. جهت بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس، مطالعه بر روی سه نمونه دانشجویان (۵۴۰۶ نفر)، جمعیت عمومی (۳۲۰۴) و نمونهٔ بالینی (۱۵۴۷ نفر) انجام شد. تحلیل عاملی تأییدی بر روی هر سه نمونه نشان داد که مقیاس سلامت روانی مثبت با استفاده از ۹ گویه، عامل کلی سلامت روانی مثبت را اندازه‌گیری می‌کند. شاخص‌های برازش مدل نیز در سه گروه مناسب بود (برای مثال، شاخص‌های نکویی برازش در گروه دانشجویان، ریشهٔ خطای میانگین تغییرات مجذورات (RMSEA) [20] برابر با ۰/۰۷۸ و شاخص برازش غیرهنجار (NNFI) [21] برابر با ۰/۹۸ به دست آمد). پایایی کلی ابزار در هر سه گروه با روش آلفای کرونباخ، ۰/۹۳ و با روش بازآمایی به فاصله یک هفته در گروه دانشجویان ۰/۸۱ و در گروه بالینی ۰/۷۷ به دست آمد. همچنین روایی ملاک محور این مقیاس با ابزارهای مشابه مناسب بود. برای مثال||؛| همبستگی نمرهٔ کل مقیاس سلامت روانی مثبت با مقیاس رضایت از زندگی[22]،

1 . Aristotle.
2 . Nichomachean Ethics.
3 . Waterman, A.S.
4 . Ryff CD.
5 . Emotional Well-Being.
6 . Psychplogical Well-Being.
7 . Social Well-Being.
8 . The Mental Health Continuum–Short Form.
9 . Warwick-Edinburgh Mental Well-Being Scale (WEMWBS).
10 . Vaingankar JA.
11 . Lukat, Margraf, Lutz, Van Der Veld, Becker.
12 . Positive Psychology.
13 . Emotional.
14 . Psychological.
15 . Social Support.
16 . Trier Personality Inventory.
17 . Freiburg Personality Inventory.
18 . Mental Health Scale.
19 . Bernese Questionnaire of Subjective Well-Being.
20 . Root Mean Squared Error of Approximation (RMSEA).
21 . Non-Normed Fit Index (NNFI).
22 . Life Satisfaction Scale .

در گروه دانشجویان (۰/۷۵)، با مؤلفه افسردگی (۰/۷۴-)، اضطراب (۰/۵۱-) و استرس (۰/۵۶-) مقیاس افسردگی، اضطراب و استرس[1] لویبند[2] و لویبند، و با مقیاس افسردگی بک[3] در نمونه بالینی ۰/۵۸- به دست آمد [۲۲].

در پژوهش‌های مختلفی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس سلامت روانی مثبت لوکات و همکاران [۲۲] مورد بررسی قرار گرفته است. برای مثال، بیدا، هیرسفلد، شونفلد، برایلویسکیا، ژانگ[4] و همکاران، مطالعه‌ای بین فرهنگی جهت بررسی ساختار عاملی مقیاس سلامت روانی مثبت لوکات و همکاران [۲۲] بین سه نمونهٔ آلمانی، روسی و چینی انجام دادند. نتایج تحلیل عاملی تأییدی در هر سه نمونه، از مدل تک عاملی حمایت کرد و شاخص نکویی برازش RMSEA در نمونه آلمانی، روسی و چینی به ترتیب ۰/۰۴۵، ۰/۰۶۲ و ۰/۰۸۶ و شاخص برازش مقایسه‌ای (CFI)[5] به ترتیب ۰/۹۹، ۰/۹۸ و ۰/۹۸ به دست آمد [۲۳]. بیبی، مارگراف و سلیتوجنیک[6]، در مطالعهٔ خویش که جهت بررسی ساختار عاملی مقیاس سلامت روانی مثبت لوکات و همکاران [۲۲] بر روی دانشجویان پاکستانی و آلمانی انجام دادند با استفاده از روش تحلیل عاملی تأییدی بر روی هر دو نمونه نشان دادند که این مقیاس از یک عامل تشکیل شده است. شاخص نکویی برازش RMSEA در نمونهٔ پاکستانی و آلمانی به ترتیب ۰/۰۵۹ و ۰/۰۷۸ و شاخص CFA به ترتیب ۰/۹۷ و ۰/۹۶ به دست آمد [۲۴]. در مطالعه لوکات، بکر، لاوالی، وندرولد و مارگارف[7] علاوه بر تأیید ساختار تک عاملی مقیاس سلامت روانی مثبت لوکات و همکاران [۲۲]، پایایی مقیاس به روش آلفای کرونباخ ۰/۸۷ به دست آمد [۲۵].

به‌طورکلی مطالعاتی که مرور شد چند ویژگی مشترک داشتند: نخست اینکه، ساختار تک عاملی مقیاس بر روی نمونه‌های مختلف رد نشد؛ ۲. مقیاس سلامت روانی مثبت پایایی مناسبی داشت، و ۳. همه این مطالعات بر اساس نظریهٔ کلاسیک آزمون (CTT) [8] انجام شد. در تحلیل‌های مبتنی بر نظریهٔ کلاسیک آزمون، نمرات از طریق جمع‌کردن پاسخ‌های گویه‌های مقیاس به دست می‌آیند و این نمرات آزمون در سطح مقیاس فاصله‌ای[9] فرض می‌شوند که معمولاً این‌طور نیست [۲۶].

در نظریهٔ جدید روان‌سنجی یعنی نظریهٔ پرسش پاسخ (IRT)[10] رابطهٔ بین پاسخ به گویه و مکان شخص[11] در یک صفت پنهان[12] تبیین می‌شود [۲۷]. یکی از رویکردهای مدرن براساس نظریهٔ پرسش پاسخ، مدل رش[13] است. مدل رش یک مدل ریاضی است که رابطهٔ بین «صفات پنهان» و چگونگی پاسخ دادن افراد به گویه‌های یک مقیاس را توصیف می‌کند و هدف آن به حداکثر رساندن همگنی صفت پنهان و اجازه‌دادن به افزونگی بیشتر بدون کاهش اطلاعات اندازه‌گیری شده بر اساس گویه‌ای برای فراهم ساختن ابزار معتبرتر و ساده‌تر است [۲۸]. در صورتی که پاسخ‌های شخص به گویه‌های مقیاس با مدل رش برازش داشته باشند، می‌توان نمرهٔ ترتیبی[14] را به پارامتر شخص در سطح فاصله‌ای تبدیل کرد [۲۹]. تمرکز بر روی گویه‌ها و چگونگی پاسخ دادن شخص به این گویه‌ها امکان تحلیل‌های پیچیده‌تری را فراهم می‌سازد [۲۷]. بررسی تک بعدی[15] بودن مقیاس و بررسی استقلال موضعی[16] از جمله مزایای این رویکرد است [۲۸].

در مطالعه کارازینو، کریستینسن، مانسوئتو، برایلوسوکایا، مارگراف[17] و همکاران، برای بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس سلامت روانی مثبت لوکات و همکاران [۲۲] از مدل چند ارزشی[18] رش استفاده شد. نمونه شامل دانشجویان ایتالیایی بود. نتایج با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی[19] در تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد، مقیاس تک

1 . The Depression Anxiety Stress Scales (DASS).
2 . Lovibond, P.F.
3 . Beck Depression Scale.
4 . Bieda A, Hirschfeld G, Schönfeld P, Brailovskaia J, Zhang XC, Margraf J.
5 . Comparative Fit Index (CFI).
6 . Bibi A, Lin M, Margraf J.
7 . Becker ES, Lavallee KL, Van Der Veld WM, Margraf J.

8 . Classic Test Theory (CTT).
9 . Interval.
10 . Item Response Theory (IRT).
11 . Person location.
12 . latent Trait.
13 . The Rasch Model.
14 . Ordinal Score.
15 . Unidimensional .
16 . Local Independent Assumptions.
17 . Carrozzino D, Christensen KS, Mansueto G, Brailovskaia J, Margraf J.
18 . Polytomous.
19 . Principal Component Analysis (PCA).

بعدی است. پس از حذف گویهٔ ۹ که وابستگی موضعی بالایی را نشان می‌داد، داده‌ها با مدل رش برازش مناسبی نشان دادند. پایایی شخص - گویه پس از حذف گویهٔ ۹؛ مقدار ضریب عالی ۰/۹۰ به دست آمد [۳۰]. وگانیان و همکاران [۳۱] با استفاده از مدل رش مطالعه‌ای جهت بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس سلامت روانی مثبت لوکات و همکاران [۲۲] انجام دادند. افراد نمونه، شامل ۳۶۰ نفر بیمار مبتلا به سرطان بود. برای بررسی تک‌بعدی بودن مقیاس از روش اسمیت[1] [۲۶] استفاده شد. در این روش، ماتریس باقیمانده‌ها با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی در تحلیل عاملی اکتشافی مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج از تک‌بعدی بودن مقیاس حمایت کرد. پس از حذف یک گویه نامناسب (گویهٔ ۹) و محاسبه وابستگی محلی، یک برازش کلی رضایت‌بخش با مدل رش ایجاد شد و مشخص شد که مقیاس سلامت روانی مثبت با استفاده از ۸ گویه، یک بعد را اندازه‌گیری می‌کند [۳۱].

مقیاس سلامت روانی مثبت لوکات و همکاران [۲۲] یکی از ابزارهایی است که کاربرد آن در مطالعاتی با اهداف گوناگون مانند؛ پژوهش‌های مرتبط با پیش‌بینی پاسخ‌های سازگار و ناسازگار به کرونا است[۳۳]. پژوهش‌های مرتبط با تفاوت‌های بین‌فرهنگی [۲۳] و افکار خودکشی [۳۳] به طور مداوم در حال افزایش است. این مقیاس به بیش از ۱۲ زبان مانند: انگلیسی، چینی، روسی و آلمانی ترجمه شده است [۳۱]، اما در داخل کشور تاکنون پژوهشی جهت بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی این مقیاس انجام نشده است؛ بنابراین هدف پژوهش حاضر بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس سلامت روانی مثبت لوکات و همکاران [۲۲] در دانشجویان با استفاده از تحلیل مدل چند ارزشی رش بود؛ بنابراین پرسش اصلی پژوهش این بود، آیا مقیاس سلامت روانی مثبت لوکات و همکاران [۲۲] بر اساس مدل چند ارزشی رش ویژگی‌های روان‌سنجی مناسبی دارد؟

روش

نوع پژوهش

این پژوهش کمی و از نوع توصیفی بود که داده‌های کمی را بر اساس تحلیل‌های به‌دست‌آمده از پاسخ‌های دانشجویان به مقیاس سلامت روانی مثبت بر اساس مدل چند ارزشی[2] رش [۳۴] مورد بررسی قرار داد؛ بنابراین مطالعه از نوع روان‌سنجی بود.

آزمودنی

الف. جامعه آماری

جامعهٔ آماری شامل همهٔ دانشجویان دانشگاه فرهنگیان شهر تهران در سال تحصیلی ۱۴۰۱-۱۴۰۲ بود.

ب. نمونه پژوهش

در مطالعهٔ حاضر، نمونه پژوهش به روش در دسترس از پردیس شهید چمران، پردیس نسیبه و پردیس شهید مفتح شهر ری در شهر تهران در سال تحصیلی ۱۴۰۲-۱۴۰۱ انتخاب شد. برای انتخاب افراد نمونه، ابتدا با مسئولان پردیس‌ها در مورد اهداف پژوهش صحبت شد و هماهنگی‌ها و مجوزهای لازم گرفته شد. سپس به صورت تصادفی وارد کلاس‌های درسی دانشجویان شده و پس از توضیح اهداف پژوهش، به شرکت‌کنندگان اطمینان داده شد که اطلاعات آنها به صورت محرمانه باقی خواهد ماند و شرکت در پژوهش کاملاً اختیاری است. در نهایت تعدادی از این افراد موافقت خود را جهت شرکت در پژوهش اعلام داشتند؛ بنابراین ابزار پژوهش بین آنها توزیع شد.

برخی از روان‌سنج‌ها معتقدند، در مطالعاتی که مبتنی بر مدل رش هستند، حداقل حجم نمونه ۲۰۰ نفری مورد نیاز است [۳۵]. برخی نیز معتقدند، در مدل‌های چند ارزشی رش هر چند حجم نمونه‌های کم می‌تواند اطلاعات مفیدی در اختیار پژوهشگران قرار دهد، اما بهتر است حجم نمونه حداقل ۵۰۰ نفر باشد [۲۹، ۳۶]. در این پژوهش، در نهایت تعداد ۶۰۹ پرسشنامه قابل استفاده جمع‌آوری شد و تعداد ۴۱ پرسش‌نامه به علت اینکه شرکت‌کنندگان به تعدادی از گویه‌ها پاسخ نداده بودند، از مطالعه کنار گذاشته شدند.

ابزارهای پژوهش

۱. مقیاس سلامت روانی مثبت: این مقیاس یک ابزار خود - گزارش‌دهی است که توسط لوکات و همکاران [۲۲] جهت اندازه‌گیری سلامت روانی مثبت ساخته شده است. این مقیاس شامل ۹ گویه و مبتنی بر نظریه روانشناسی مثبت‌نگر است. نمره‌گذاری مقیاس به صورت طیف لیکرت

1 . Smith Jr EV.

2 . Polytomous.

پنج درجه‌ای از کاملاً مخالفم (نمره ۰) تا کاملاً موافقم (نمره ۴) بود. در پژوهش لوکات و همکاران [۲۲]، ساختار تک عاملی مقیاس با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی احراز شد. روایی ملاک محور این مقیاس با ابزارهای مشابه مناسب بود. برای مثال، این مقیاس با مقیاس رضایت از زندگی در بین دانشجویان همبستگی مثبت (۰/۷۵= ضریب همبستگی) و با مقیاس افسردگی بک در گروه بالینی همبستگی منفی (۰/۸۵= ضریب همبستگی) داشت. پایایی مقیاس با استفاده از روش آلفای کرونباخ از ۰/۸۳ (در نمونه بالینی) تا ۰/۹۳ (در نمونه دانشجویی) متغیر بود. بازآزمایی به مدت یک هفته در نمونهٔ بالینی ۰/۸۱ به دست آمد [۲۲].

شیوه انجام پژوهش

به منظور ترجمه و آماده‌سازی مقیاس سلامت روانی مثبت، این مقیاس در اختیار یک نفر دانشجوی دکتری مترجمی زبان انگلیسی و استاد روانشناسی مسلط به زبان انگلیسی و روانشناسی مثبت‌نگر جهت ترجمه به فارسی قرار گرفت. این دو ترجمه توسط پژوهشگران با هم مقایسه و بهترین ترجمه گویه‌ها انتخاب شدند. سپس این ترجمهٔ فارسی توسط یک دانشجوی دورهٔ دکتری مترجمی زبان انگلیسی دوباره به انگلیسی ترجمه شد. سپس با نسخهٔ اصلی مقایسه شد. در این مرحله مشکلی در ترجمه مشاهده نشد. مقیاس ترجمه شده در اختیار ۳۰ نفر از اعضای گروه جامعه هدف قرار گرفت. در این مرحله، پرسش‌هایی از قبیل اینکه آیا گویه‌ها واضح، روان و قابل فهم هستند، پرسیده شد. همچنین حالات چهره و مکث‌های احتمالی افراد بر روی گویه‌ها نیز مد نظر قرار گرفت. پس از اطمینان از ترجمه صحیح و روان‌بودن ترجمه گویه‌ها، ابزار مطالعه در اختیار افراد نمونه قرار گرفت.

شیوه تحلیل داده‌ها

از مدل‌های نظریهٔ پرسش پاسخ (IRT) از جمله مدل رش، می‌توان برای تحلیل ویژگی‌های روان‌سنجی یک ابزار استفاده کرد. این مدل‌ها بر گویه‌های فردی و نحوهٔ پاسخ‌دهی به این گویه‌ها تمرکز دارند. در مدل رش، احتمال پاسخ به یک گویه، تابعی از تفاوت بین پارامترهای شخص (توانایی) و پارامترهای دشواری گویه در صفت پنهان است [۳۴]. در این پژوهش، از مدل چند ارزشی رش برای بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس سلامت روانی مثبت استفاده شد. برای این منظور، پژوهش حاضر در دو مرحله طراحی شد: **الف.** بررسی تک بعدی بودن مقیاس سلامت روانی مثبت؛ و **ب.** آزمون برازش مدل.

در مرحله نخست، برای بررسی تک‌بعدی بودن مقیاس از تحلیل عاملی اکتشافی، تحلیل موازی[1]، تحلیل عاملی تأییدی و شاخص Q3 ین[2] [۳۱]، استفاده شد. هدف از بررسی تک بعدی بودن مقیاس این است که هر گویه یک ابزار، یک متغیر یا توانایی[3] را اندازه‌گیری کند. بررسی تک بعدی بودن همان بررسی ساختار عاملی است [۲۸]. در تحلیل عاملی اکتشافی از روش بیشینه درست‌نمایی و چرخش پروماکس برای رسیدن به بهترین ساختار استفاده شد. در تحلیل عاملی تأییدی نیز از روش بیشینه درست‌نمایی و برای بررسی استقلال موضعی گویه‌های مقیاس از شاخص ین استفاده شد.

گویه‌های یک ابزار باید مستقل از یکدیگر باشند، زیرا وابستگی پاسخ موضعی[4] (LD) باعث سوگیری در برآورد پارامترها می‌شود. وابستگی پاسخ موضعی به این موضوع اشاره دارد که آیا پاسخ به هر گویه تأثیر مستقیمی بر پاسخ به گویه‌های دیگر دارد یا خیر؟ وابستگی پاسخ موضعی یکی از الزامات مدل‌های رش است و برای بررسی آن از شاخص Q3ین[5] استفاده می‌شود. در به کارگیری Q3 برای غربال‌گری وابستگی موضعی، استفاده از مقدار یکنواخت ۰/۲ رواج دارد. در صورتی که در ماتریس همبستگی باقیمانده[6] (Q3)، مقدار Q3 کمتر از ۰/۲ باشد، فرضیه استقلال موضعی تأیید می‌شود. در صورتی که مقدار Q3 بیشتر از ۰/۲ باشد، یک وابستگی موضعی پیدا شده است [۳۱].

در مرحله دوم پژوهش، برازش مدل، ابتدا از آزمون نسبت درست‌نمایی [7] برای بررسی این‌که کدام یک از دو مدل اعتبار جزئی (PCM)[8] و مدل مقیاس درجه‌بندی (RSM)[9] برای برآورد احتمال شرطی مناسب‌تر است، استفاده شد. در مقیاس اعتبار جزئی (PCM)، فرضیه اصلی

1 . Parallel Analysis.
2 . Yen's Q3.
3 . Ability.
4 . Local Response Dependency (LD).
5 . Yen's Q3.
6 . Residual Correlation Matrix.
7 . Likelihood-Ratio Test.
8 . Partial Credit Model (PCM).
9 . Rating Scale Model (RSM).

متفاوت بودن مقیاس درجه‌بندی برای هر گویه است، در حالی که در مدل مقیاس درجه‌بندی (RSM)، فرضیه اصلی برابر بودن آستانه درجه‌بندی برای هر گویه است.

برای تعیین برازش گویه[1] با مدل پژوهش از دو شاخص آمار میانگین «مربع وزنی - اطلاعات[2]» (Infit) و «داده‌های پرت - حساس به آمار کای اسکوئر[3]» (Outfit)، استفاده شد. هنگامی، گویه‌ها به‌خوبی با یک مدل رش برازش دارند که مقادیر این دو شاخص بین ۰/۵ و ۱/۵ قرار گیرند [۲۸]. مقادیر کمتر از ۰/۵ این دو شاخص بیانگر افزونگی احتمالی[4] مقیاس است و مقادیر بیشتر از ۱/۵ این دو شاخص نشان می‌دهد،احتمالاً ابزار چیزی متفاوت از مقیاس کلی را نشان می‌دهد [۲۸].

شاخص دشواری[5] نیز از دیگر ملزومات مدل رش است. مدل رش فرض می‌کند، گویه‌ها از نظر سطوح دشواری متفاوت هستند. دشواری گویه‌ها به سطح دشواری هر گویه نسبت به گویه‌های دیگر اشاره دارد به‌طوری‌که مقادیر منفی، بیانگر سطح دشواری کمتر و مقادیر مثبت بیانگر سطوح دشواری بالاتر است [۲۷]. در این مطالعه، گویه‌های آسان، گویه‌هایی هستند که افراد با میزان پایین سلامت روانی مثبت، نمرات بالایی در آن گویه کسب می‌کنند؛ در حالی‌که گویه‌های دشوار مواردی هستند که فقط شرکت‌کنندگان با میزان بالای سلامت‌روان مثبت در آن نمرهٔ بالایی به دست می‌آورند. اگر شاخص دشواری گویهٔ بیشتر از ۱ باشد (d>۱) بیانگر آن است که گویهٔ بسیار مشکل است؛ اگر شاخص بین ۰/۵ تا ۱ باشد (۱>d>۰/۵)، گویهٔ سخت، اگر شاخص دشواری بین ۰/۵ تا ۰/۵- باشد (۰/۵>d>۰/۵-)، گویهٔ متوسط، بین ۰/۵- تا ۱- باشد (۰/۵->d>۱-)، گویهٔ آسان و اگر ۱- و کمتر باشد (۱->d)، پرسش بسیار آسان است [۲۸].

از نقشهٔ رایت[6] برای بررسی توزیع دشواری گویه‌ها بر اساس توانایی افراد در سطح صفت پنهان استفاده می‌شود. در نقشهٔ رایت در سمت راست، توزیع دشواری گویه‌ها قرار دارد که از بیشترین در بالا تا کمترین در پایین توزیع شده‌اند. در سمت راست نیز صفت پنهان پاسخ‌دهندگان قرار دارد [۳۷]. همچنین آستانهٔ طبقه‌ای بر اساس طیف پاسخ، منحنی اطلاعات گویه‌ها (ICC)[7]، منحنی مقوله‌ای گویه‌ها (CCC)[8]، منحنی خصیصه آزمون (TCC)[9] و منحنی اطلاعات عملکرد آزمون (TIF)[10] که از الزامات نظریه IRT می‌باشند، بررسی شد. هم‌چنین از پایایی شخص - گویه[11]، ضریب آلفای کرونباخ و ضریب مک‌دونالد برای بررسی پایایی مقیاس استفاده شد.

در مدل رش، پایایی به معنای تکرارپذیری مکان اندازه‌گیری نسبی است، به طوری که شخص و پایایی گویه، تکرارپذیری مکان‌های شخص و گویه را در امتداد پیوستار صفت نشان می‌دهد. پایایی شخص - گویه مقادیری بین ۰ تا ۱ است که مقادیر بیشتر بیانگر پایایی بیشتر است. برای پایایی شخص - گویه، ضریب ۰/۸۰ و بیشتر، مقادیر قابل قبول و مقادیر ۰/۹۰ و بیشتر، مقادیر بسیار خوب در نظر گرفته شده است [۳۶].

برای بررسی سوگیری مقیاس سلامت روانی مثبت براساس جنسیت شرکت‌کنندگان پژوهش، از دو روش استفاده شد: ابتدا بر اساس رویکرد نظریهٔ کلاسیک آزمون (CTT)، برای بررسی ثبات اندازه‌گیری[12] مقیاس، از روش تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی (MG-CFA)[13] استفاده و سپس بر اساس نظریهٔ جدید روان‌سنجی یعنی، نظریهٔ پرسش پاسخ (IRT)، کنش افتراقی گویه (DIF)[14] بررسی شد.

در تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی (MG-CFA) پژوهشگر می‌خواهد با استفاده از یک مدل واحد به بررسی این موضوع بپردازد که آیا یک مدل نظری به طور همزمان با چند گروه مختلف (مثلاً جنسیت) برازش دارد یا خیر. به گفتهٔ دیگر، آیا مدل نظری ارائه شده به خوبی با داده‌ها در گروه‌های مختلف برازش دارد یا خیر؟ [۳۸]. تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی (MG-CFA) لزوماً متشکل از چهار مدل آشیانه‌ای است و بسته به اینکه چه پارامترهایی را برای

1. Item Fitness.
2 . Information-Weighted Mean Square Statistic (Infit).
3 . Outlier-Sensitive Means Square Statistic (Outfit).
4 . Redundancy.
5 . Difficulty.
6 . Eright Map.
7. Item Information Curves.
8. Category Characteristic Curves.
9. Test Characteristic Curve (TCC).
10. Test Information Function (TIF).
11 . Person-Object Reliability.
12 . Measurement Invariance.
13. Multi-Group Confirmatory Factor Analysis (MG-CFA).
14 . Differential Item Functioning (DIF).

برابری بین گروهی محدود کنیم، یکی از سطوح ثبات اندازه‌گیری را آزمون می‌کنیم [۳۹]. نخستین مدل، مدل ثبات پیکربندی[1] است که یک مدل بدون محدودیت[2] است. چنان‌چه، در یک مدل CFA، به مجموعه‌ای از گویه‌ها اجازه داده شود تا آزادانه در هر گروه (در این مطالعه مرد و زن) یک عامل که برازش مدلی مناسبی دارند، تشکیل دهند، مدل ثبات پیکربندی ایجاد شده است [۴۰]. مدل دوم، مدل ثبات ضعیف/متریک[3] است. این مدل به بررسی این نکته می‌پردازد که آیا بارهای عاملی بین زیرگروه‌ها برابر است یا خیر. بارهای عاملی بیانگر نیرومندی رابطهٔ خطی بین هر عامل و گویهٔ مربوط به آن است [۳۹]. مدل سوم، ثبات مستحکم/اسکیلر[4] است. هنگامی که گویه‌ها در بین گروه‌ها شبیه هم باشند، ثبات نیرومند وجود دارد. این نوع ثبات در پی پاسخ به این پرسش است که آیا سوگیری پاسخ افزایشی - افتراقی[5] وجود دارد یا خیر؟ [۳۸]. عوامل بیرونی غیرمرتبط با عامل مشترک تمایل به ایجاد چنین سوگیری‌هایی دارند که خود را از طریق پاسخ‌های گویه‌هایی با ارزش خیلی بالا یا خیلی پایین، هنگامی که زیرگروه‌های یک جامعه با هم مقایسه می‌شوند، خود را نشان می‌دهند [۳۹]. مدل چهارم، ثبات تأکیدی (اندازه‌گیری باقیمانده)[6] است. در این نوع ثبات، واریانس‌های خطای خاص هر گویه، در بین گروه‌های مختلف آزمون و مقایسه می‌شوند؛ بنابراین در ثبات تأکیدی، امکان مقایسه واریانس یا کوواریانس مشاهده شده در بین زیرگروه‌ها (مثلاً جنسیت در مطالعه حاضر) فراهم می‌شود. برای بررسی ثبات تأکیدی، باقیمانده‌های متغیر آشکار باید محدود شوند تا در بین گروه‌های فرعی برابر شوند [۳۸]. به طور کلی، در هر گام از بررسی ثبات اندازه‌گیری که در بالا به صورت خلاصه ارائه شد، محدودیت‌های اضافی باید برای مدل اندازه‌گیری چندگروهی اعمال شود. از مقایسه مدل‌های تودرتو با یکدیگر می‌توان برای تعیین اینکه آیا محدودیت‌های اضافه شده منجر به ضعیف‌شدن برازش مدل می‌شود یا خیر استفاده کرد [۳۹]. برای تأیید فرضیه پژوهشگر (ثبات اندازه‌گیری)، اگر دو شاخص RMSEA و ریشهٔ استاندارد شده میانگین مربع باقی‌مانده (SRMR)[7] کمتر از ۰/۰۸۰ (SRMR, RMSEA<۰/۰۸۰) و شاخص CFA بیشتر از ۰/۹۵ (CFA>۰/۹۵) در مدل ثبات پیکربندی باشد، مدل ثبات پیکربندی رد نمی‌شود. هنگام مقایسه مدل‌های مختلف ثبات اندازه‌گیری با هم، باید تغییرات در شاخص‌های نکویی برازش اندک باشد. برای مثال، تغییرات در شاخص CFA (ΔCFI) باید کمتر و مساوی با ۰/۰۱ باشد. ΔRMSEA کمتر، مساوی ۰/۰۱۵ و ΔSRMR کمتر، مساوی با ۰/۰۳۰ باشد [۳۸، ۴۱].

کنش افتراقی گویه (DIF)، زمانی ایجاد می‌شود که احتمال پاسخ صحیح میان افرادی با مقدار برابر از صفت زیربنایی در زیر گروه‌ها متفاوت است. خصوصیات یک گویه در یک گروه (برای مثال گروه مردان)، متفاوت با خصوصیات همان گویه در گروه دیگر (برای مثال گروه زنان) استو DIF پیش‌شرطی برای ایجاد سوگیری در اندازه‌گیری است. DIF به دو گروه عمدهٔ یکنواخت[8] و گروه غیریکنواخت[9] تقسیم می‌شود و با مقایسه پاسخ‌های داده شده به گویه‌ها توسط شرکت‌کنندگان مطالعه با توانایی‌های مشابه اما متعلق به گروه‌های متفاوت (که گروه‌های مرجع[10] نامیده می‌شوند)، بررسی می‌شود.DIF یکنواخت زمانی است که یک گروه علی‌رغم داشتن موقعیت مکانی مشابه در گروه دیگر، همواره احتمال متفاوتی برای پاسخ همسو/پاسخ صحیح دادن دارند [۴۲]؛ در حالی‌که DIF غیر یکنواخت اشاره به حالتی دارد که یک گویه برای افراد با سطح توانایی متفاوت در یک گروه عملکرد متفاوتی را نشان می‌دهد [۴۳]. در این مطالعه، برای بررسی DIF، از دو روش DIF یکنواخت و DIF غیر یکنواخت، با استفاده از پکیج آماری difNLR در نرم افزار R استفاده شد [۴۴]. علاوه بر این، برای تحلیل داده‌های پژوهش از نرم‌افزارهای اس.پی.اس.اس[11] نسخه ۲۴؛ لیزرل[12] نسخهٔ ۸/۸ ؛ استاتا[13] نسخهٔ ۱۷، جی‌موی[14] نسخهٔ ۲،۳،۲۶؛ و و جسپ[15] نسخهٔ ۰.۱۷.۲.۰ استفاده شد.

1 . Configural Invariance.
2 . Unconstrained Model.
3 . Metric/Weak Invariance.
4 . Scalar/Strong Invariance.
5 . Differential Additive Response Bias.
6 . Strict Invariance (Measurement Residuals).
7 . Standardized Root Mean Square Residual (SRMR).
8 . Uniform.
9 . Non- Uniform.
10 . Reference Group.
11 . Statistical Package for the Social Sciences (SPSS).
12 . Lisrel.
13 . Stata.
14 . Jamovi.
15 . JASP.

نتایج

نمونه پژوهش شامل ۶۰۹ نفر از دانشجو معلمان شهر تهران در مقطع کارشناسی بودند. از این تعداد ۳۱۲ نفر (۵۱/۲۳ درصد) زن و ۲۹۷ نفر (۴۸/۷۷ درصد) مرد بودند.

الف. بررسی تک‌بعدی بودن مقیاس

در این مطالعه برای بررسی تک‌بعدی بودن مقیاس، از تحلیل عاملی اکتشافی، تحلیل موازی، تحلیل عاملی تأییدی و شاخص Q3 ین [۳۱]، استفاده شد.

برای بررسی فرضیه تک‌بعدی بودن مقیاس، ابتدا تحلیل عاملی اکتشافی به کار گرفته شد. در تحلیل عاملی اکتشافی از روش بیشینهٔ درست‌نمایی و چرخش پروماکس برای رسیدن به بهترین ساختار مقیاس استفاده شد. روش بیشینهٔ درست‌نمایی محبوب‌ترین روش برآوردگر در تحلیل عاملی اکتشافی و تحلیل عاملی تأییدی است و پیش‌فرض آن توزیع نرمال داده‌ها می‌باشد. این روش برآوردگر، فرض می‌کند که نمونه به حد کفایت است و مشاهدات مستقل و به صورت تصادفی انتخاب شده‌اند. این روش بیشتر از سایر روش‌های برآوردگر توصیه شده است، زیرا احتمالاً نسبت به سایر روش‌ها سوگیری کمتری دارد [۴۵]. از آن‌جایی که در روان‌شناسی بیشتر عوامل با هم همبسته هستند، بهتر است چرخش متمایل به کار گرفته شود، زیرا در روان‌شناسی مدل‌ها را درست‌تر بازنمایی می‌کند. چرخش پروماکس با راه حل متعامد آغاز و سپس به یک راه حل متمایل تبدیل شده و پایان می‌یابد [۴۶].

قبل از تحلیل نتایج با روش تحلیل عاملی اکتشافی، ابتدا نرمال بودن داده‌ها با استفاده از میزان کجی و کشیدگی بررسی شد. میزان کجی و کشیدگی همه گویه‌های مقیاس بین ۰/۳۰۳- و ۱/۰۰۳- بود. این میزان کجی و کشیدگی بین ۲- و ۲+ بود؛ بنابراین داده‌های پژوهش از توزیع نرمال برخوردار بودند. با توجه به نرمال بودن توزیع داده‌های پژوهش، می‌توان از روش بیشینهٔ درست‌نمایی و چرخش پروماکس برای تحلیل عاملی اکتشافی استفاده کرد.

برای به‌دست‌آوردن کفایت نمونه و توانمندی مقیاس جهت تشکیل عامل‌ها از آزمون کفایت نمونه‌گیری کایزر - مایر-اوکلین[1] (KMO) و آزمون کرویت بارتلت - تقریب کای‌اسکوئر[2] استفاده شد. آزمون KMO برابر ۰/۸۴۵ و در سطح مناسب به دست آمد و نتیجه آزمون کرویت بارتلت - تقریب کای‌اسکوئر از نظر آماری معنادار بود (df=۳۶؛ X^2=۱۲۷۸/۶۸۴؛ p.value≤۰۰۰). برای به دست آوردن تعداد عامل‌های مقیاس علاوه بر معیار کایزر و منحنی اسکری کتل، از تحلیل موازی نیز استفاده شد (جدول ۱).

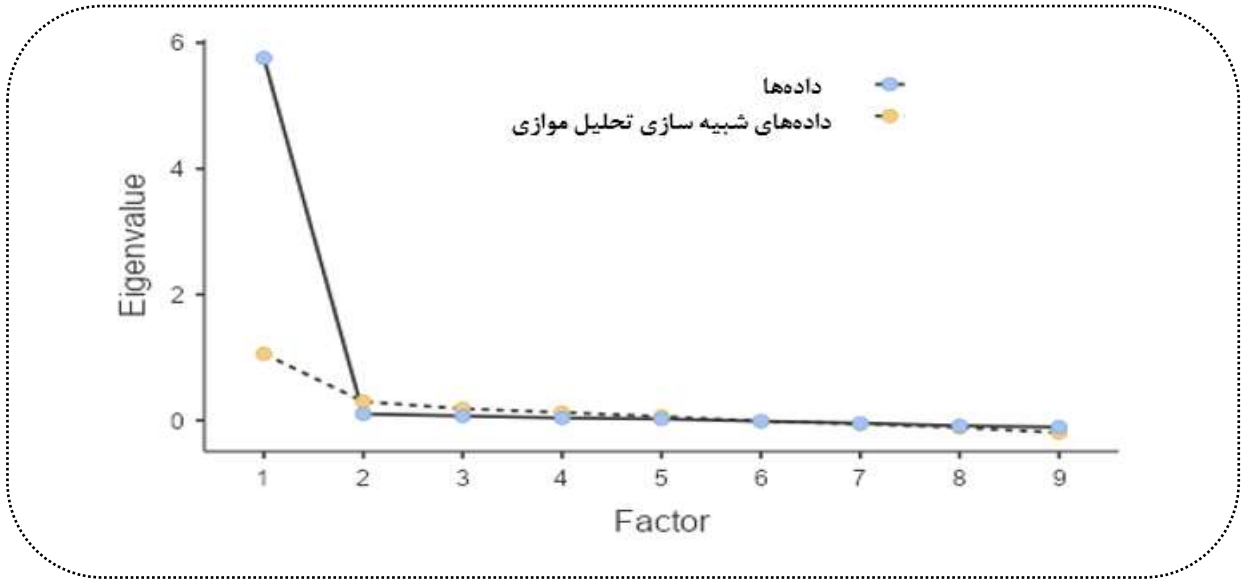
جدول ۱. ارزش‌های ویژه داده‌های واقعی، میانگین ارزش‌های ویژه داده‌های تصادفی و صدک ۹۵ ارزش‌های ویژه داده‌های تصادفی جهت مقایسه و تعیین تعداد عامل‌های مقیاس

عامل	ارزش‌های ویژه داده‌های واقعی	میانگین ارزش‌های ویژه داده‌های تصادفی	صدک ۹۵ ارزش‌های ویژه داده‌های تصادفی
۱	۶/۱۱۶	۱/۳۳۰	۱/۴۱۳
۲	۰/۴۹۵	۱/۲۱۸	۱/۲۸۵
۳	۰/۴۳۹	۱/۱۳۴	۱/۱۸۷
۴	۰/۴۰۴	۱/۰۵۹	۱/۱۰۳
۵	۰/۳۷۲	۰/۹۹۰	۱/۰۳۹
۶	۰/۳۳۸	۰/۹۲۶	۰/۹۶۱
۷	۰/۳۲۲	۰/۸۶۱	۰/۹۰۹
۸	۰/۲۷۹	۰/۷۸۵	۰/۸۳۹
۹	۰/۲۳۵	۰/۶۹۵	۰/۷۶۲

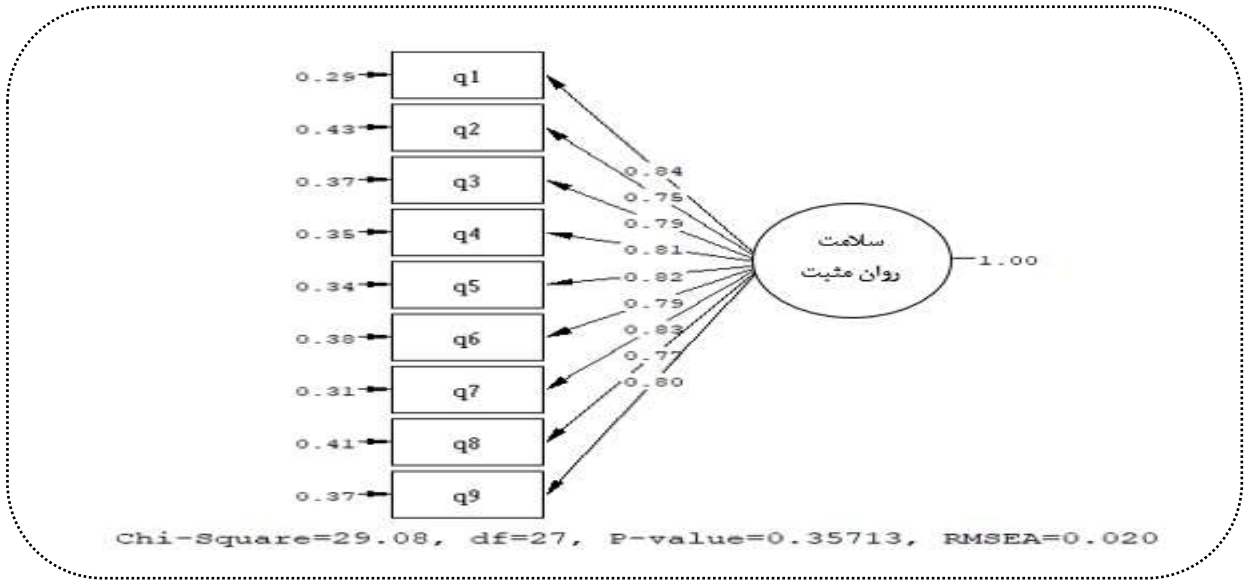
اگر نسبت مقادیر ویژه داده‌های واقعی عامل نخست، نسبت به مقادیر ویژه داده‌های واقعی عامل دوم، نسبت ۳ به ۱ باشد، مفروضه تک بعدی بودن رد نمی‌شود [۴۷] که با مشاهده این مقادیر در جدول ۱، این نسبت رعایت شده است. همچنین اگر ابزار از یک عامل غالب تشکیل شده باشد می‌توان گفت، ابزار تک بعدی است [۴۸]. با مشاهده جدول ۱، فقط در یک عامل یعنی در عامل نخست، ارزش‌های ویژه داده‌های واقعی (۶/۱۱۶) بیشتر از ارزش‌های ویژه داده‌های تصادفی آن عامل (۱/۳۳۰) بود؛ بنابراین می‌توان گفت، این مقیاس از یک عامل تشکیل شده است. این نتایج در نمودار اسکری به خوبی مشخص است و غالب بودن یک عامل را به خوبی نشان می‌دهد (نمودار ۱).

1 . Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy (KMO).

2 . Bartlett's Test of Sphericity- Approx. Chi-Square.



نمودار ۱. نمودار اسکری به همراه تحلیل موازی مقیاس سلامت روانی مثبت



شکل ۱. مدل یک عاملی مقیاس سلامت روانی مثبت

از تحلیل عاملی تأییدی برای بررسی دقیق‌تر ساختار عاملی و تک بعدی بودن مقیاس سلامت روانی مثبت و رد نشدن مدل به دست آمده از تحلیل عاملی اکتشافی استفاده شد (شکل ۱).

شکل ۱، نشان دهندهٔ تک عاملی و در نتیجه تک بعدی بودن مقیاس است. شاخص‌های نکویی برازش مدل، X^2/df، RMSEA، GFA[1]، NFI[2]، NNFI، CFA، PNFA[3] و IFI[4] به ترتیب ۱/۰۸، ۰/۰۲۰، ۰/۹۷، ۰/۹۹، ۱، ۱، ۰/۷۴ و ۱ به دست آمدند که بیانگر برازش مناسب مدل بود. به طور کلی در جدول ۲، خلاصهٔ نتایج تحلیل عاملی اکتشافی و سایر مشخصات آماری حاصل از نتایج تحلیل عاملی تأییدی ارائه شد.

1 . Goodness of Fit Index (GFI).
2 . Normed Fit Index (NFI).
3 . Parsimonious Normed Fit Index (PNFI).
4 . Incremental Fit Index (IFI).

جدول ۲، نتایج تحلیل عاملی اکتشافی و تحلیل عاملی تأییدی

گویه	تحلیل عاملی اکتشافی	تحلیل عاملی تأییدی			
	بارعاملی	ضرایب استاندارد	ضرایب تعیین	مقدار t	p.value
۱	۰/۸۴	۰/۸۴	۰/۷۱	۱۴/۵۴	<۰/۰۰۱
۲	۰/۷۶	۰/۷۵	۰/۵۶	۱۲/۳۳	<۰/۰۰۱
۳	۰/۷۹	۰/۷۹	۰/۶۲	۱۳/۲۲	<۰/۰۰۱
۴	۰/۸۱	۰/۸۱	۰/۶۶	۱۳/۶۴	<۰/۰۰۱
۵	۰/۸۱	۰/۸۲	۰/۶۷	۱۳/۸۱	<۰/۰۰۱
۶	۰/۷۹	۰/۷۹	۰/۶۲	۱۳/۰۶	<۰/۰۰۱
۷	۰/۸۳	۰/۷۷	۰/۵۹	۱۴/۲۲	<۰/۰۰۱
۸	۰/۷۷	۰/۷۹	۰/۶۲	۱۲/۷۱	<۰/۰۰۱
۹	۰/۷۹	۰/۸۰	۰/۶۴	۱۳/۳۱	<۰/۰۰۱
ارزش ویژه	۶/۱۱۶	-	-	-	-
واریانس	۶۴/۰۱	-	-	-	-

جدول ۳. ماتریس همبستگی باقیمانده (Q3)، جهت بررسی فرضیه استقلال موضعی

گویه	۱	۲	۳	٤	٥	٦	۷	۸	۹
۱	—								
۲	-۰/۱۰۴	—							
۳	-۰/۱۲۴	-۰/۰۴۶	—						
۴	-۰/۱۹۶	-۰/۱۹۳	-۰/۰۹۰	—					
۵	-۰/۱۹۸	-۰/۰۵۹	-۰/۲۸۲	-۰/۱۵۴	—				
۶	-۰/۱۸۴	-۰/۰۷۰	-۰/۱۰۹	-۰/۱۴۳	۰/۰۰۳	—			
۷	-۰/۰۴۸	-۰/۱۰۲	-۰/۰۵۱	-۰/۱۱۰	-۰/۰۲۱	-۰/۱۸۲	—		
۸	-۰/۰۱۲	-۰/۱۸۴	-۰/۱۰۳	-۰/۰۴۵	-۰/۰۸۷	-۰/۰۲۸	-۰/۱۳۵	—	
۹	-۰/۰۲۰	-۰/۰۸۴	-۰/۰۷۴	-۰/۰۵۴	-۰/۰۸۳	-۰/۰۸۴	-۰/۱۶۳	-۰/۰۹۰	—

باتوجه‌به نتایج جدول ۲، مقادیر بارهای عاملی در تحلیل عاملی اکتشافی و ضرایب استاندارد در تحلیل عاملی تاییدی قابل مقایسه هستند.

روش دیگر برای بررسی فرضیه تک‌بعدی بودن این ابزار، استفاده از شاخص ین [۳۱] است که استقلال موضعی را از طریق ماتریس همبستگی باقیمانده (Q3) بررسی می‌کند (جدول ۳).

باتوجه‌به جدول ۳ و مقادیر شاخص Q3 مشخص شد که مقدار Q3 به دست آمده در ماتریس همبستگی باقیمانده کمتر از ۰/۲ است؛ بنابراین فرضیه استقلال موضعی مقیاس رد نشد. بنابراین، با توجه به نتایج حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی، تحلیل موازی و بررسی مقادیر شاخص Q3 می‌توان استدلال کرد که این مقیاس تک بعدی است.

ب. آزمون برازش مدل رش

برای تعیین اینکه کدام یک از دو مدل چند ارزشی رش یعنی مدل اعتبار جزئی (PCM) یا مقیاس درجه‌بندی (RSM) برای برآورد احتمال شرطی مناسب‌تر است، از آزمون نسبت درست‌نمایی کای اسکوئر استفاده شد (جدول ۴).

جدول ۴. شاخص‌های برازش مدل اعتبار جزئی (PCM) و مقیاس درجه‌بندی (RSM) جهت مقایسه و انتخاب مدل پژوهشی

مدل	AIC	BIC	آزمون نسبت درست‌نمایی کای اسکوئر		
			X^2	Df	P.value
PCM	۴۱۶۳	۴۲۸۶	۲۳/۸	۲۴	۰/۴۷۱
RSM	۴۱۱۳	۴۱۸۲			

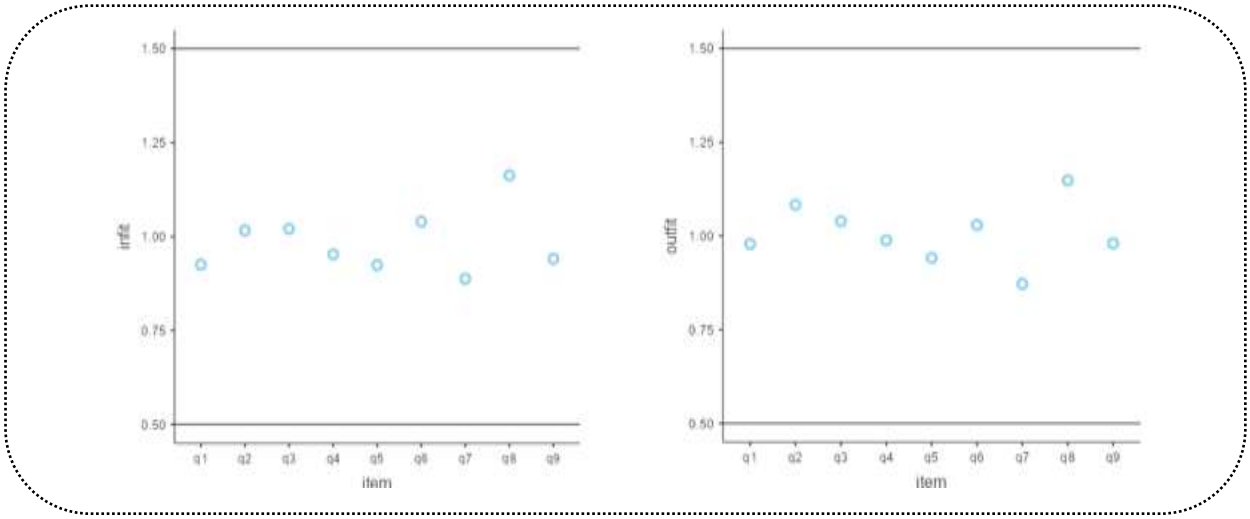
در جدول ۴. شاخص‌های برازش دو مدل اعتبار جزئی (PCM) و مقیاس درجه‌بندی (RSM) ارائه شد. نتایج آزمون نسبت درست‌نمایی کای‌اسکوئر نشان داد که داده‌ها با هر دو مدل چند ارزشی رش برازش دارند و ببین دو مدل تفاوت معناداری وجود ندارد ($P<۰/۴۷۱، df=۲۴، X^2=۲۳/۸$)؛ بنابراین احتمالاً هر دو مدل اعتبار جزئی (PCM) و مقیاس درجه‌بندی (RSM) با داده‌های به دست آمده از نمونه برازش مناسبی خواهند داشت. در این مطالعه از مدل اعتبار جزئی (PCM) استفاده شد.

جدول ۵. پارامترهای برآورد شده برای مدل چندارزشی رش سلامت روانی مثبت

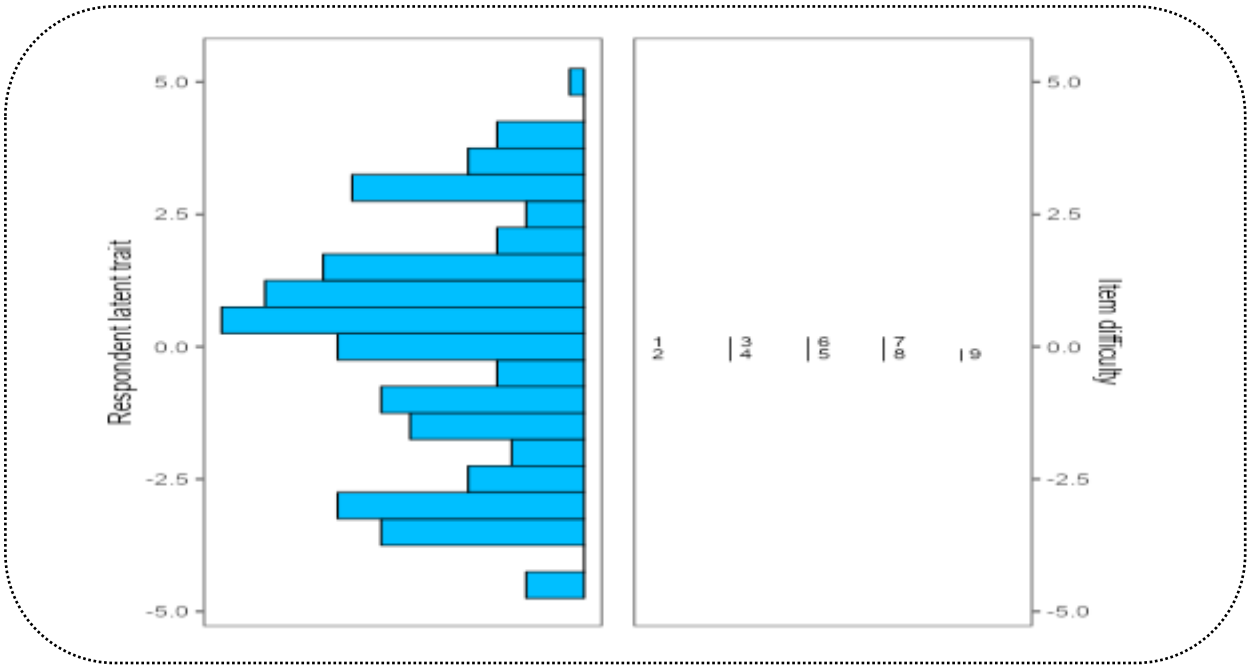
گویه	شاخص‌های برازش گویه		دشواری		آستانه‌های بین طبقه‌ای بر اساس طیف پاسخ			
	Infit	Outfit	دشواری	خطای دشواری	b_1	b_2	b_3	b_4
۱	۰/۹۰۵	۰/۹۸۸	۰/۰۱۳۳	۰/۱۰۶	-۲/۷۱	-۱/۲۳	۰/۷۹۴	۳/۱۴
۲	۱/۰۱۳	۱/۰۸۵	-۰/۰۵۴۲	۰/۱۰۶	-۳/۱۷	-۱/۳۶	۰/۸۳۱	۳/۳۶
۳	۱/۰۱۱	۱/۰۳۷	۰/۱۴۸۶	۰/۱۰۶	-۲/۶۵	-۱/۲۰	۰/۹۶۱	۳/۵۱
۴	۰/۹۵۱	۰/۹۹۵	-۰/۰۵۴۳	۰/۱۰۶	-۳/۱۸	-۱/۲۷	۰/۸۶۷	۳/۱۳
۵	۰/۹۲۰	۰/۹۶۰	-۰/۲۰۰۸	۰/۱۰۶	-۲/۸۹	-۱/۳۳	۰/۴۱۸	۳/۰۶
۶	۱/۰۴۵	۱/۰۳۸	-۰/۰۲۰۴	۰/۱۰۶	-۲/۸۴	-۱/۱۳	۰/۷۲۱	۳/۰۸
۷	۰/۸۸۴	۰/۸۷۷	۰/۱۴۸۴	۰/۱۰۶	-۲/۲۹	-۱/۲۳	۰/۸۵۸	۳/۳۶
۸	۱/۱۶۴	۱/۱۴۵	-۰/۱۷۸۲	۰/۱۰۶	-۲/۴۴	-۱/۴۷	۰/۵۳۶	۲/۷۳
۹	۰/۹۳۹	۰/۹۷۸	۰/۱۴۴۴	۰/۱۰۶	-۲/۶۳	-۱/۳۳	۰/۳۷۶	۳/۲۰

در جدول ۵، دو شاخص Infit و Outfit برای تعیین برازش مدل - گویه، ضریب دشواری، خطای ضریب دشواری و آستانه‌های بین طبقه‌ای بر اساس طیف پاسخ بر اساس مدل اعتبار جزئی (PCM) ارائه شد.

باتوجه‌به نتایج جدول ۵، مقادیر دو شاخص Infit و Outfit بین بین ۰/۵ و ۱/۵ قرار داشت [۳۲]. به طورکلی، هنگامی که مقادیر این دو شاخص بین ۰/۵ و ۱/۵ باشد، نشان می‌دهد، گویه‌ها همسو با مدل است؛ بنابراین با توجه به مقادیر این دو شاخص در این پژوهش، می‌توان گفت، گویه‌های مقیاس همان سازه کلی یعنی سلامت روانی مثبت را اندازه‌گیری می‌کنند. برازش گویه‌ها در مدل پژوهشی در نمودار ۲، به خوبی قابل مشاهده است.



نمودار ۲. مقادیر دو شاخص Infit و Outfit و فاصله آنها با مقادیر بحرانی ۰/۵ تا ۱/۵



شکل ۲. نقشهٔ رایت سلامت روانی مثبت

در نقشهٔ رایت (شکل ۲)، در سمت راست، توزیع دشواری گویه‌ها قرار دارد که از بیشترین در بالا تا کمترین در پایین توزیع شده‌اند. در سمت چپ نیز مقدار صفت پنهان پاسخ‌دهندگان قرار دارد. نقشهٔ رایت نشان می‌دهد، توزیع نمرات گویه‌ها تقریبا اطراف میانگین قرار دارند.

هم‌چنین هر گویه متشکل از تعدادی پارامتر آستانه یا پارامترهای مکانی[1] است. پارامترهای آستانه به عنوان نقاطی بر روی پیوستار صفت پنهان مشخص می‌شوند که در آن، نقاط پاسخ‌دهنده به احتمال ۵۰ درصد به آن طبقه خاص و یا طبقات بالاتر و به احتمال ۵۰ درصد به طبقه پایین‌تر پاسخ می‌دهد. تعداد پارامترهای آستانه برای یک گویه برابر با تعداد طبقات، منهای یک است (K-۱) . آستانه‌ها با (b) ارائه می‌شوند. مقیاس پارامترهای دشواری (b) دقیقا با مقیاس صفت زیربنایی (θ) یکسان هستند و به منظور شناسایی مدل فرض می‌شود که توزیعی نرمال با میانگین

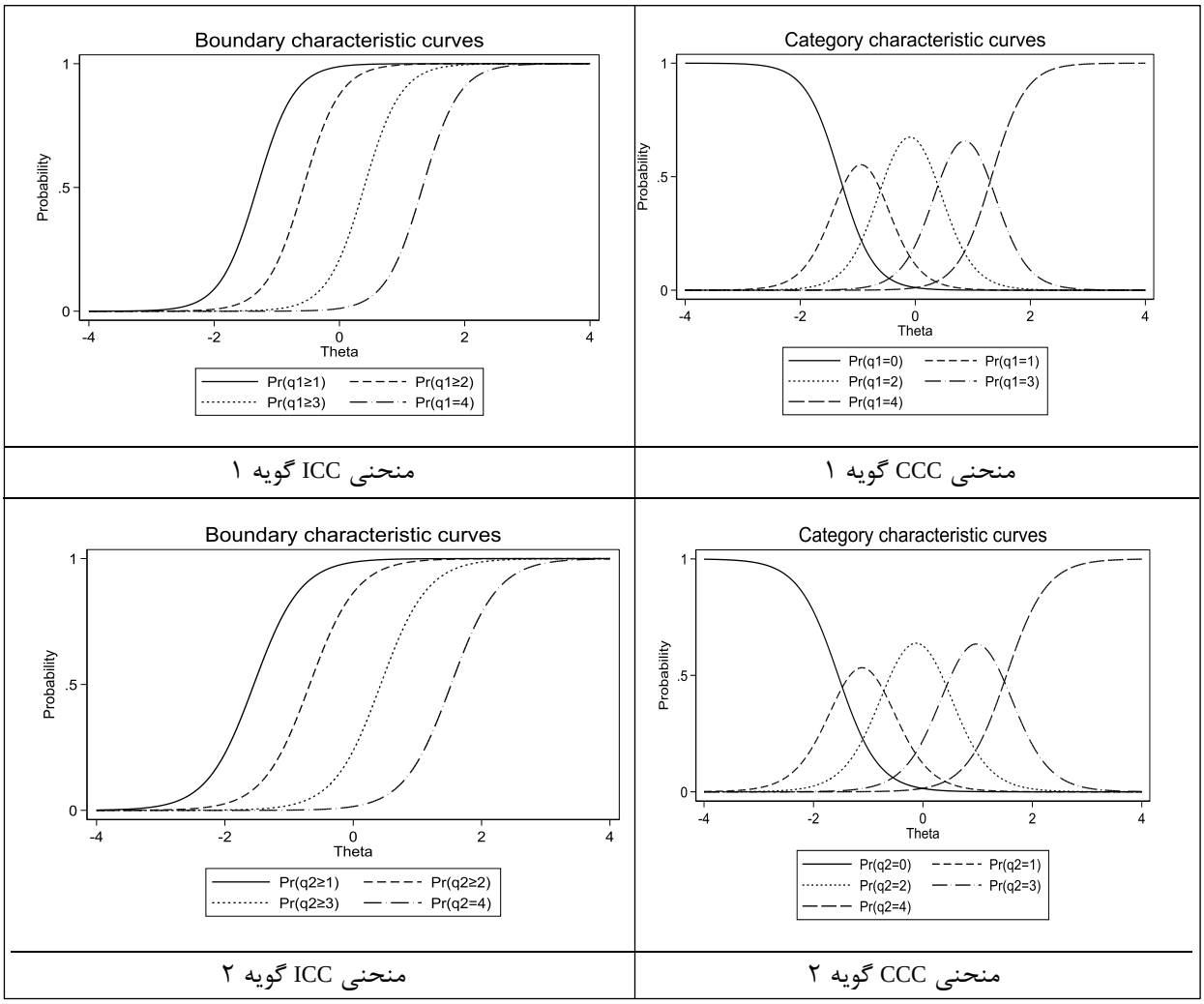
1 . local Parameter.

صفر و انحراف معیار یک دارند. از این رو، پارامترهای (b_i ;K−1) اساساً بر مبنای نمرات استاندارد شده (Z) تفسیرپذیر هستند [۳۹]. در این پژوهش، نمره‌گزاری مقیاس سلامت روانی مثبت به صورت طیف لیکرت پنج درجه‌ای از کاملاً مخالفم (نمره ۰) تا کاملاً موافقم (نمره ۴) بود؛ بنابراین تعداد ۴ پارامتر آستانه دارد که در جدول ۵ ارائه شد. از آنجایی که پارامترهای آستانه معرف سطح صفتی (در این پژوهش، مقدار سطح سلامت روانی مثبت) است که شخص باید داشته باشد تا پاسخ او با احتمال ۵۰٪ در آن طبقه یا بالای آن طبقه قرار گیرد؛ بنابراین در گویهٔ ۹ که آستانه پاسخ بین ۲/۶۳- تا ۳۰/۲۰ است، شخصی با سطح صفت ۲/۶۳- (θ=-۲/۶۳)، ۵۰ درصد احتمال دارد به طبقه ۱ یعنی کاملاً مخالفم در برابر طبقه ۲ یعنی مخالفم پاسخ دهد. شخصی با سطح صفت ۱/۳۳-، ۵۰ درصد احتمال دارد به طبقه ۲ یعنی مخالفم در برابر طبقه ۳ یعنی نه مخالفم و نه موافقم پاسخ دهد و الی آخر.

پارامترهای دشواری و آستانه، برای ترسیم نمودارهایی که به منحنی‌های پاسخ طبقات (CRC)[1] معروف هستند، استفاده می‌شوند. این نمودارها به‌صورت دیداری، احتمال پاسخِ پاسخ دهنده‌ها به یک گویه را در هر طبقه به عنوان تابعی از نگرش آن‌ها نمایش می‌دهند [۳۸].

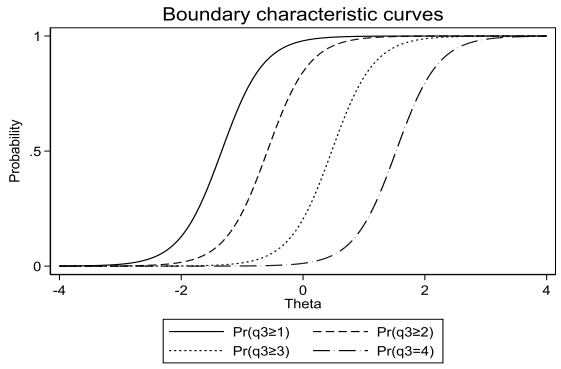
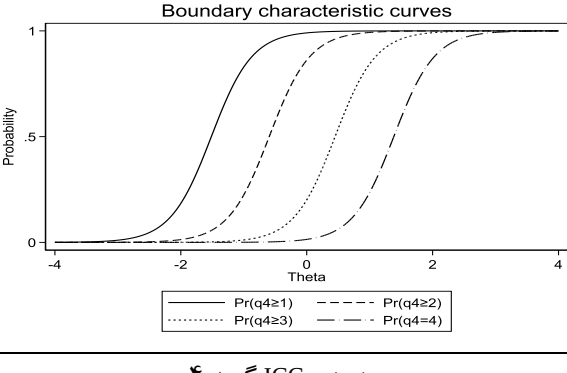
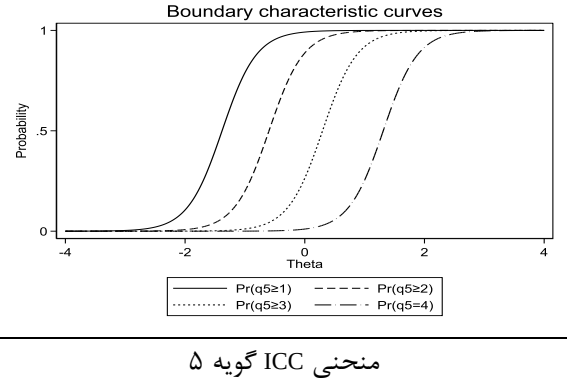
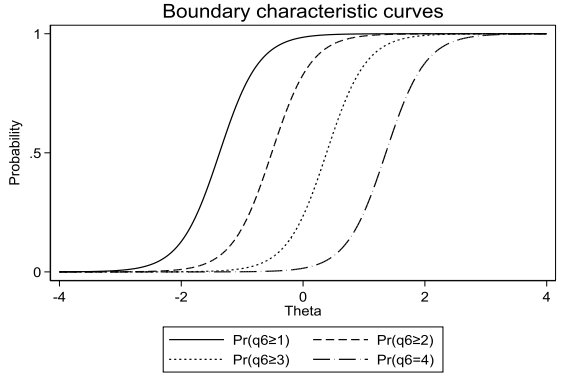
به‌طورکلی، پارامترهای دشواری بالاتر هر گویه، منجر به منحنی‌های پاسخ طبقات (CRC) باریک‌تر و شیب‌دارتر و در نتیجه تابع آگاهی با برجستگی بیشتر می‌شود. منحنی اطلاعات گویه‌ها (ICC) و منحنی مقوله ای گویه‌ها (CCC) مقیاس سلامت روانی مثبت در جدول ۶، قابل مشاهده است.

جدول ۶. منحنی اطلاعات گویه‌ها (ICC) و منحنی مقوله ای گویه ها (CCC) مقیاس سلامت روانی مثبت

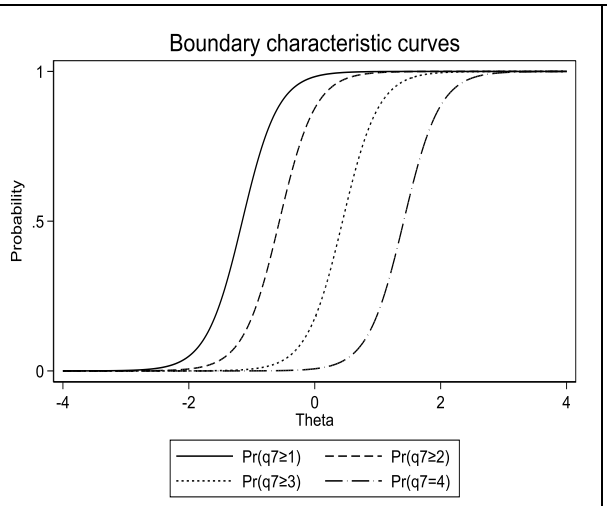
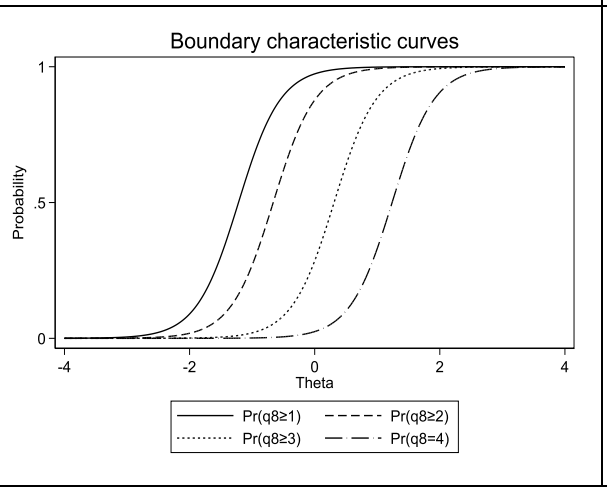
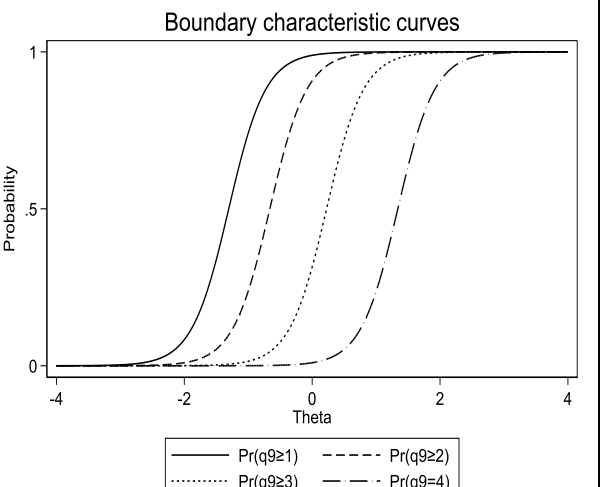


1. Category Response Curves (CRC).

ادامه جدول ۶. منحنی اطلاعات گویه‌ها (ICC) و منحنی مقوله ای گویه ها (CCC) مقیاس سلامت روانی مثبت

	
منحنی CCC گویه ۳	منحنی ICC گویه ۳
	
منحنی CCC گویه ۴	منحنی ICC گویه ۴
	
منحنی CCC گویه ۵	منحنی ICC گویه ۵
	
منحنی CCC گویه ۶	منحنی ICC گویه ۶

ادامه جدول ۶. منحنی اطلاعات گویه‌ها (ICC) و منحنی مقوله ای گویه ها (CCC) مقیاس سلامت روانی مثبت

	
منحنی CCC گویه ۷	منحنی ICC گویه ۷
	
منحنی CCC گویه ۸	منحنی ICC گویه ۸
	
منحنی CCC گویه ۹	منحنی ICC گویه ۹

به‌طورکلی، هر اندازه پارامتر دشواری گویه بیشتر باشد، شیب منحنی اطلاعات گویه‌ها (ICC) تندتر و منحنی مقوله‌ای گویه‌ها (CCC) به هم فشرده‌تر و ارتفاع آنها بیش‌تر می‌شود. با نگاه به منحنی اطلاعات گویه‌ها (ICC) که به آن منحنی مشخصه کرانه‌ای (BCC)[1] نیز می‌گویند [۳۷] مشخص شد، منحنی گویه‌ها در طبقات مختلف شکل S دارند. یعنی شیب زیادی دارند و این بیانگر میزان دشواری و قدرت تمیزخوب گویه‌ها در طبقات مختلف است. این نکته را نیز باید در نظر داشت که در این گویه‌ها اگرچه شکل کلی هر چهار منحنی برای هر گویه تقریباً یکسان است ولی این منحنی‌ها از نظر مکان متفاوت هستند. مکان هر منحنی با سطح دشواری طبقه منطبق است. به عبارتی، مکان، میزان تفاوت احتمال هر طبقه را در طول سطح صفت توصیف می‌کند. برای مثال؛ سطح صفت مربوط به احتمال ۵۰٪ در طبقه ۱، بسیار پایین‌تر از طبقات ۲، ۳ و ۴ در گویه‌های این مقیاس است؛ بنابراین طبقهٔ ۱، آسان‌ترین و طبقه ۴، مشکل‌ترین طبقه در مقیاس سلامت روانی مثبت است. اگر منحنی اطلاعات گویه (ICC) ضعیف‌ترین گویه این مقیاس بررسی شود که گویهٔ ۶ با ضریب دشواری ۰/۲۰۰۸- و آستانهٔ پاسخ بین ۲/۸۹- تا ۳/۰۶ است، مشخص می‌شود که شیب هر چهار منحنی زیاد است؛ بنابراین گویهٔ ۶ نیز دارای قدرت تمیز خوب در هر چهار طبقه است.

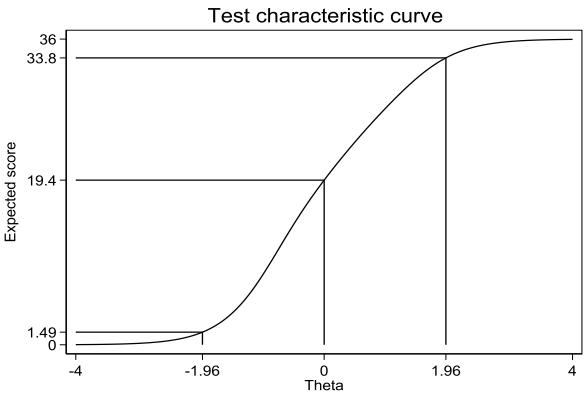
باتوجه‌به منحنی مقوله‌ای گویه‌ها (CCC)، منحنی‌ها شکل تختی ندارند و در هم تنیده نیستند؛ بنابراین گزینهٔ تمامی گویه‌ها به اندازه‌ای با یکدیگر فاصله دارند که هیچ گزینه‌ای تحت پوشش گزینه دیگر قرار ندارد و گزینه‌ها به طور مستقل در بازه‌هایی از سطح تتا دارای احتمال انتخاب از سوی افراد هستند که بیانگر کارآمدی طیف لیکرت نمره‌گذاری مقیاس است. اگر با دقت به منحنی مقوله‌ای گویه‌ها (CCC) نگاه شود مشخص می‌شود که در گویه ۸، منحنی طبقهٔ ۲ دارای ارتفاع نسبتاً پایینی است؛ بنابراینبه نظر می‌رسد این طبقه به خوبی از سایر طبقات این گویه، متمایز نشده است. در جدول ۷، منحنی خصیصه آزمون (TCC)[2] و منحنی اطلاعات عملکرد آزمون (TIF)[3] ارائه شد.

منحنی خصیصه آزمون (TCC)[4]، مربوط به ترسیم نمرهٔ مورد انتظار در برابر صفت پنهان است. این منحنی همچنین به عنوان منحنی مشخصهٔ کل[5] نیز مشهور است. منحنی خصیصه آزمون (TCC)، حاصل مجموع ICC ها است. TCC نمرهٔ مورد انتظار را در امتداد صفت پنهان رسم می‌کند [۳۷]. با توجه به این نکته که مقیاس سلامت روانی مثبت از ۹ گویه مبتنی بر طیف لیکرت ۵ درجه‌ای از ۰ تا ۴ تشکیل شده است؛ می‌توان انتظار داشت؛ کمترین میزان نمرهٔ مورد انتظار صفر و حداکثر نمرهٔ مورد انتظار ۳۶ باشد. از آن‌جایی که، در مدل پرسش - پاسخ، فرض اساسی این است که نمرهٔ صفت مورد اندازه‌گیری که در این‌جا سلامت روانی مثبت است، به صورت نرمال توزیع شده است و در یک توزیع نرمال، میانگین منحنی نرمال صفر و انحراف معیار یک می‌باشد؛ بنابراین با استفاده از مقادیر بحرانی ۹۵٪ از توزیع نرمال استاندارد (۱/۹۶- و ۱/۹۶+) و با توجه به منحنی خصیصه آزمون (TCC)، ابزار مورد مطالعه در جدول ۷، می‌توان انتظار داشت که ۹۵٪ نمرات انتخابی افراد بین نمره ۱/۴۹ تا ۳۳/۸ خواهد بود.

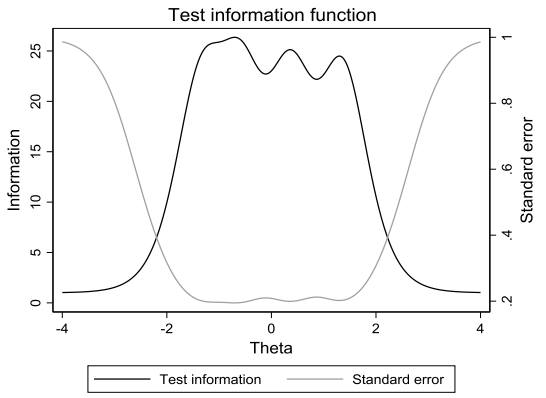
در نظریه پرسش- پاسخ آزمون منحنی اطلاعات عملکرد آزمون (TIF)[6]، برای محاسبهٔ خطای استاندارد اندازه‌گیری و پایایی مورد استفاده قرار می‌گیرد؛ بنابراین منحنی اطلاعات عملکرد آزمون (TIF)، باتوجه‌به سطح توانایی تغییر می‌کند. خطای استاندارد اندازه‌گیری برابر است با معکوس ریشهٔ دوم اطلاعات؛ بنابراین مقادیر بزرگ اطلاعات، به مقادیر کوچک تر خطای استاندارد و مقادیر بزرگ‌تر پایایی منجر می‌شود. به عبارتی در مدل پرسش ـ پاسخ پایایی، به صورت یک تابع پیوسته روی مقادیر صفت پنهان (θ) مورد اندازه‌گیری تعریف می‌شود. این منحنی تابعی از پارامترهای پرسش است و می‌تواند در سطح یک پرسش، چندین پرسش و حتی یک مقیاس تعریف شود [۳۷]. با توجه به منحنی اطلاعات عملکرد آزمون (TIF) مقیاس سلامت روانی مثبت در جدول ۷، بیشترین میزان اطلاعات بین ۲- تا ۲+ است. چرا که در این محدوده با افزایش اطلاعات از میزان خطا کاسته می‌شود. هم‌چنین ضریب پایایی شخص - گویه در مدل رش برای این مقیاس ۰/۸۸ به دست آمد. ضریب آلفای کرونباخ ۰/۸۶ و ضریب مک دونالد ۰/۸۴ به دست آمد (شکل ۳).

1 . Boundary Characteristic Curves (BCC).
2 . Test Characteristic Curve (TCC).
3 .Test information Function (TIF).
4 . Test Characteristic Curve (TCC)
5 . Total Characteristic Curve
6 . Test Information Function (TIF)

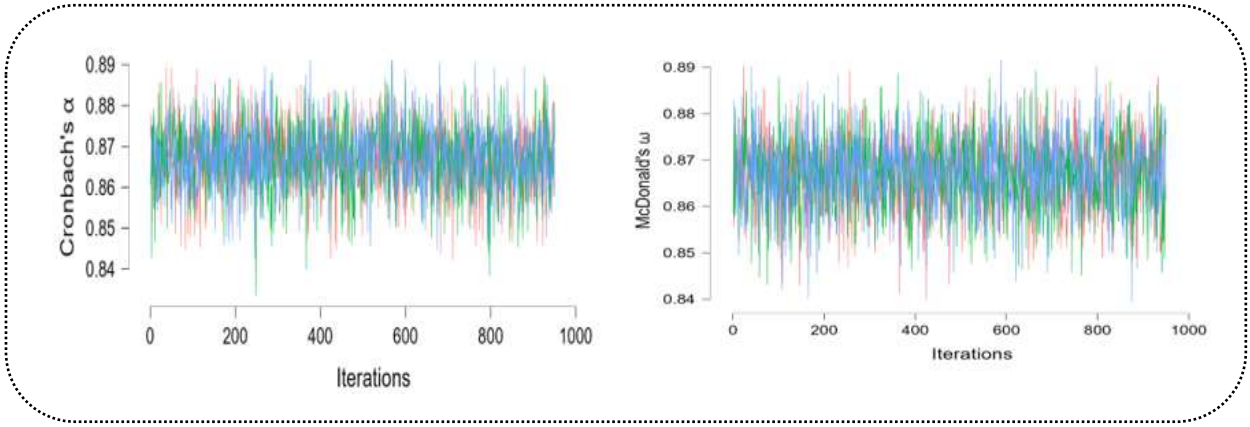
جدول ۷. منحنی خصیصه آزمون (TCC) و منحنی اطلاعات عملکرد آزمون (TIF) مقیاس سلامت روانی مثبت



منحنی خصیصه آزمون (TCC)



منحنی اطلاعات عملکرد آزمون (TIF)



شکل ۳. نمودارهای همگرایی ضریب آلفای کرونباخ و ضریب مک‌دونالد

جدول ۸: ثبات اندازه‌گیری مقیاس سلامت روانی مثبت بر مبنای جنسیت

مدل	X^2	$X^2\Delta$	Df	dfΔ	CFI	CFIΔ	RMSEA	RMSEAΔ	SRMR	SRMRΔ
پیکربندی	۵۷/۱۹۷	–	۵۴	–	۰/۹۹۸	–	۰/۰۲۴	–	۰/۰۲۰	–
ضعیف/متریک	۶۵/۱۶۲	۷/۹۶۵	۶۲	۸	۰/۹۹۸	۰	۰/۰۲۲	-۰/۰۰۲	۰/۰۴۵	۰/۰۲۵
مستحکم/اسکیلر	۶۸/۰۵۵	۲/۸۹۳	۷۰	۸	۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	-۰/۰۲۲	۰/۰۴۶	۰/۰۰۱
تأکیدی	۷۹/۲۰۶	۱۱/۱۵۱	۷۹	۹	۱	۰	۰/۰۰۵	۰/۰۰۵	۰/۰۴۵	-۰/۰۰۱

باتوجه‌به شکل ۳، آلفای کرونباخ ۰/۸۶ (کران پایین با احتمال ۹۵ درصد ۰/۸۴ و کران بالا با احتمال ۹۵ درصد ۰/۸۹) و ضریب مک‌دونالد ۰/۸۴ (کران پایین با احتمال ۹۵ درصد ۰/۸۴ و کران بالا با احتمال ۹۵ درصد ۰/۸۵) به دست آمد. نتایج بیانگر پایایی مناسب مقیاس سلامت روانی مثبت بود.

برای بررسی سوگیری مقیاس سلامت روانی مثبت بر اساس جنسیت از دو روش استفاده شد: نخست از روش تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی در رویکرد نظریهٔ کلاسیک روان‌سنجی استفاده شد. سپس روش کنش افتراقی گویه‌ها (DIF) در مدل رش در نظریه پرسش - پاسخ به کار گرفته شد. در جدول ۸، نتایج ثبات اندازه‌گیری بر اساس روش تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی ارائه شد.

اگر مقدار ارزش شاخص‌های نکویی برازش CFA>۰/۹۵؛ RMSEA≤۰/۰۸۰ و SRMR≤۰/۰۸۰ باشد، مدل ثبات اندازه‌گیری پیکربندی به‌خوبی با داده‌های تجربی برای گروه‌های مختلف برازش دارد [۳۸، ۴۱]. با توجه به نتایج

جدول ۸، اندازهٔ شاخص‌های نکویی برازش برای مدل ثبات پیکربندی برابر با CFA=۰/۹۹۸؛ RMSEA=۰/۰۲۴ و SRMR=۰/۰۲۰ است که از آستانه تعیین شده بهتر است؛ بنابراین مدل پیکربندی مقیاس سلامت روانی مثبت به خوبی با داده‌های تجربی هر دو گروه شرکت‌کنندهٔ مرد و زن برازش دارد و یک عامل مشترک را بین دو گروه مرد و زن نشان می‌دهد و عامل مشترک که در اینجا سلامت روانی مثبت است با مجموعه‌ی گویه‌های مشترک، ارتباط دارد (۹ گویه مقیاس سلامت روانی مثبت).

مقدار ارزش شاخص‌های نکویی برازش مدل ثبات اندازه‌گیری ضعیف/متریک، CFA=۰/۹۹۸؛ RMSEA=۰/۰۲۲ و SRMR=۰/۰۴۵ است. با مقایسه این شاخص‌های نکویی برازش با شاخص‌های نکویی برازش مدل ثبات اندازه‌گیری پیکربندی، میزان تغییرات این شاخص‌های برازش به ترتیب CFIΔ=۰؛ RMSEAΔ=۰/۰۰۲ و SRMRΔ=۰/۰۲۵ بود که کمتر از آستانهٔ تعیین شده برای این شاخص‌های نکویی برازش بود (CFIΔ≤۰/۰۱؛ RMSEAΔ≤/۰۰۲ و SRMRΔ≤۰/۰۳۰)؛ بنابراین نتایج از ثبات اندازه‌گیری ضعیف/متریک حمایت کرد و مشخص شد که پارامترهای بارهای عاملی مقیاس سلامت روانی مثبت بین زنان و مردان تغییر نمی‌کند و توافق نیرومندی بین دو گروه زنان و مردان در آشکارسازی سازه مقیاس سلامت روانی مثبت وجود دارد.

مقدار ارزش شاخص‌های نکویی برازش مدل ثبات اندازه‌گیری مستحکم/اسکیلر CFA=۱؛ RMSEA=۰/۰۰۰ و SRMR=۰/۰۴۶ است و با مقایسه این شاخص‌های نکویی برازش با شاخص‌های نکویی برازش مدل ثبات اندازه‌گیری ضعیف/متریک، میزان تغییرات این شاخص‌های برازش به ترتیب CFIΔ=۰/۰۰۲؛ RMSEAΔ=-۰/۰۲۲ و SRMRΔ=۰/۰۰۱ بود. این مقادیر در محدوده برش بود (CFA≤۰/۰۱۰؛ RMSEAΔ≤۰/۰۱۵ وSRMRΔ≤۰/۰۱۰) [۳۸، ۴۱]. این نتایج، از ثبات اندازه‌گیری مستحکم/اسکیلر حمایت کرد؛ بنابراین می‌توان گفت: گویه‌های مقیاس سلامت روانی مثبت در بین دو گروه مردان و زنان شبیه به هم هستند و تعریف عملیاتی یکسانی از مفهوم سلامت روانی مثبت بین مردان و زنان وجود دارد.

مقدار ارزش شاخص‌های نکویی برازش مدل ثبات اندازه‌گیری تأکیدی CFA=۱؛ RMSEA=۰/۰۰۵ و ۰/۰۴۵ =SRMRاست و با مقایسه این شاخص‌های نکویی برازش با شاخص‌های نکویی برازش مدل ثبات اندازه‌گیری مستحکم/اسکیلر، میزان تغییرات این شاخص‌های برازش به ترتیب CFIΔ=۰؛ RMSEAΔ=۰/۰۰۵ و SRMRΔ =۰/۰۰۱بود. این مقادیر در محدوده برش بود (CFA≤۰/۰۱۰؛ RMSEAΔ≤۰/۰۱۵ و SRMRΔ≤۰/۰۱۰) [۳۸، ۴۱]. این نتایج از ثبات اندازه‌گیری تأکیدی حمایت کرد. با توجه به مجموع نتایج به دست آمده، می‌توان گفت، مقیاس سلامت

جدول ۹. بررسی کنش افتراقی گویه‌ها (DIF) در مقیاس سلامت روانی مثبت

گویه	روش یکنواخت			روش غیریکنواخت		
	F	P.value	AdjP	F	P.Value	AdjP
۱	۰/۲۳۱	۰/۶۳۰	۱/۰۰۰	۰/۸۱۹	۰/۳۶۵	۱/۰۰۰
۲	۰/۴۶۴	۰/۴۹۶	۱/۰۰۰	۰/۱۸۴	۰/۶۶۸	۱/۰۰۰
۳	۱/۴۹۴	۰/۲۲۱	۱/۰۰۰	۰/۲۰۵	۰/۶۵۰	۱/۰۰۰
۴	۰/۸۳۶	۰/۳۶۰	۱/۰۰۰	۰/۹۶۲	۰/۳۲۷	۱/۰۰۰
۵	۰/۴۷۴	۰/۴۹۱	۱/۰۰۰	۲/۲۳۹	۰/۱۳۵	۱/۰۰۰
۶	۰/۶۹۱	۰/۴۰۶	۱/۰۰۰	۰/۳۳۴	۰/۵۶۳	۱/۰۰۰
۷	۰/۳۹۸	۰/۵۲۸	۱/۰۰۰	۳/۰۸۰	۰/۰۷۹	۰/۷۱۳
۸	۰/۰۰۱	۰/۹۷۳	۱/۰۰۰	۰/۳۴۴	۰/۵۵۸	۱/۰۰۰
۹	۰/۲۳۴	۰/۶۲۸	۱/۰۰۰	۰/۰۱۴	۰/۹۰۶	۱/۰۰۰

AdjP: مقادیر P.Value تعدیل شده برای مقایسه چندگانه توسط آزمون بونفرونی[1] است.

1 . Bonfrroni.

روانی مثبت دارای ثبات اندازه‌گیری در مردان و زنان است و در زمینهٔ جنسیت افراد دارای سوگیری نیست.

برای بررسی دقیق‌تر سوگیری جنسیتی مقیاس سلامت روانی مثبت، در مدل IRT، از کنش افتراقی گویه‌ها (DIF) در دو گروه مردان و زنان از دو روش یکنواخت و غیر یکنواخت استفاده شد (جدول ۹).

باتوجه‌به نتایج جدول ۹ و مقادیر معناداری تعدیل شده (AdjP)، در هر دو نوع کنش افتراقی گویه مشخص شد هیچ DIF در دو گروه مردان و زنان وجود ندارد. در جدول۱۰، آمار توصیفی مقیاس سلامت روانی مثبت آورده شد.

باتوجه‌به نتایج جدول ۱۰، میانگین و انحراف معیار مقیاس سلامت روانی مثبت به ترتیب ۱۸/۶۰ و ۹/۵۲ به دست آمد. میزان کجی و کشیدگی نمرات بین ۲+ و ۲- است؛ بنابراین احتمالاً توزیع نمرات مقیاس نرمال است. با توجه به مقدار کمیته و بیشینهٔ نمرات که ۱ و ۳۵ است، جدول هنجار نمرات مقیاس سلامت روانی مثبت تدوین شد (جدول ۱۱).

جدول ۱۰. میانگین، انحراف معیار، کمینه و بیشینه، کجی و کشیدگی نمرهٔ کل مقیاس سلامت روانی مثبت

متغیر	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه	کجی	کشیدگی
سلامت روان مثبت	۱۸/۶۰	۹/۵۲	۱	۳۵	-۰/۳۵۳	۱/۹۷

جدول ۱۱. نمرات هنجار مقیاس سلامت روانی مثبت

نمره	صدک	Z	T	نمره	صدک	Z	T
۱	۰/۰۱۹۷	-۱/۸۴۳۹	۳۱/۶۰	۱۹	۰/۴۱۸۷	۰/۰۴۶۶	۵۰/۵۰
۲	۰/۰۴۹۳	-۱/۷۳۸۹	۳۲/۶۰	۲۰	۰/۴۷۷۸	۰/۱۵۱۶	۵۱/۵۰
۳	۰/۰۸۸۷	-۱/۶۳۳۹	۳۳/۷۰	۲۱	۰/۵۳۶۹	۰/۲۵۶۶	۵۲/۰
۴	۰/۱۳۳۰	-۱/۵۲۸۹	۳۴/۷۰	۲۲	۰/۶۰۱۰	۰/۳۶۱۶	۵۳/۶۰
۵	۰/۱۷۲۴	-۱/۴۲۳۸	۳۵/۸۰	۲۳	۰/۶۶۵۰	۰/۴۶۶۷	۵۴/۷۰
۶	۰/۱۹۲۱	-۱/۳۱۸۸	۳۶/۸۰	۲۴	۰/۷۰۹۴	۰/۵۷۱۷	۵۵/۷۰
۷	۰/۲۱۱۸	-۱/۲۱۳۸	۳۷/۹۰	۲۵	۰/۷۷۳۴	۰/۶۷۶۷	۵۶/۸۰
۸	۰/۲۲۱۷	-۱/۱۰۸۷	۳۸/۹۰	۲۶	۰/۷۹۸۰	۰/۷۸۱۸	۵۷/۸۰
۱۰	۰/۲۳۶۵	-۰/۸۹۸۷	۴۱	۲۷	۰/۸۱۷۷	۰/۸۸۶۸	۵۸/۹۰
۱۱	۰/۲۵۱۲	-۰/۷۹۳۷	۴۲/۱۰	۲۸	۰/۸۲۷۶	۰/۹۹۱۸	۵۹/۹۰
۱۲	۰/۲۶۶۰	-۰/۶۸۶	۴۳/۱۰	۲۹	۰/۸۴۷۳	۱/۰۹۶۸	۶۱
۱۳	۰/۲۹۵۶	-۰/۵۸۳۶	۴۴/۲۰	۳۰	۰/۸۸۱۸	۱/۲۰۱۹	۶۲
۱۴	۰/۳۳۵۰	-۰/۴۷۸۶	۴۵/۲۰	۳۱	۰/۹۲۶۱	۱/۳۰۶۹	۶۳/۱۰
۱۵	۰/۳۶۴۵	-۰/۳۷۳۵	۴۶/۳۰	۳۲	۰/۹۶۵۵	۱/۴۱۱۹	۶۴/۱۰
۱۶	۰/۳۷۴۴	-۰/۲۶۸۵	۴۷/۳۰	۳۳	۰/۹۹۵۱	۱/۵۱۷۰	۶۵/۲۰
۱۷	۰/۳۷۹۳	-۰/۱۶۳۵	۴۸/۴۰	۳۵	۱	۱/۷۲۷۰	۶۷/۳۰
۱۸	۰/۳۹۴۱	-۰/۰۵۸۵	۴۹/۴۰	-	-	-	-

بحث و نتیجه‌گیری

مقیاس سلامت روانی مثبت لوکات و همکاران [۲۲] که بر اساس رویکرد کلاسیک آزمون (CTT) ساخته شده است، یکی از ابزارهایی است که به علت کوتاه‌بودن و روایی و پایایی بالا، کاربرد آن در مطالعات مربوط به سلامت روانی مثبت پیوسته رو به گسترش است. در این مطالعه، تلاش شد تا ویژگی‌های روان‌سنجی این ابزار با یکی از جدیدترین رویکردهای روان‌سنجی، یعنی رویکرد چند ارزشی رش بررسی شود. برای این منظور، مقیاس با روش ترجمه و بازترجمه به فارسی بازگردانده شد. به منظور اطمینان از گویایی و روان بودن ترجمه، مقیاس در اختیار ۳۰ نفر از اعضای گروه جامعه هدف قرار گرفت. در این مرحله علاوه بر حالات چهره، مکث‌های احتمالی افراد بر روی گویه‌ها نیز مد نظر قرار گرفت. پس از اطمینان از ترجمه صحیح و روان بودن ترجمه گویه‌ها، ابزار مطالعه در اختیار افراد نمونه قرار گرفت.

نخست تک‌بعدی بودن مقیاس با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی، تحلیل موازی، تحلیل عاملی تأییدی و ماتریس همبستگی باقیمانده (Q3) بررسی شد. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد، این مقیاس از یک عامل تشکیل شده است. در تحلیل عاملی اکتشافی، اگر نسبت مقادیر ویژه داده‌های واقعی عامل نخست، نسبت به مقادیر ویژه داده‌های واقعی عامل دوم، نسبت ۳ به ۱ باشد، فرضیه تک بعدی بودن رد نمی‌شود [۴۷] که این نسبت در این پژوهش رعایت شد. هم‌چنین در تحلیل موازی با مقایسه ارزش‌های ویژه داده‌های واقعی عامل‌ها با ارزش‌های ویژه داده‌های تصادفی، مشخص شد که فقط در عامل نخست، داده‌های واقعی عامل از ارزش‌های ویژه داده‌های تصادفی این عامل بیشتر است؛ بنابراین می‌توان گفت: این مقیاس از یک عامل غالب تشکیل شده است. این نتایج در نمودار اسکری به خوبی مشخص بود و غالب بودن یک عامل را به خوبی نشان می‌داد؛ بنابراین مجموع این نتایج از تک عاملی و در نتیجه تک بعدی بودن مقیاس سلامت روانی مثبت لوکات و همکاران [۲۲] حمایت کردند. در زمینه تک عاملی بودن مقیاس، این نتایج، همسو با مطالعات پیشین بود. برای مثال، در مطالعه لوکات و همکاران [۲۲]، ویژگی‌های روان‌سنجی این مقیاس، بر روی سه نمونه دانشجویان، جمعیت عمومی و نمونهٔ بالینی بررسی شد. نتایج از مدل تک عاملی در هر سه نمونه حمایت کرد. شاخص‌های برازش مدل نیز در هر سه گروه مناسب بود. برای مثال در گروه دانشجویان شاخص RMSEA برابر با ۰/۰۷۸ و شاخص NNFI برابر با ۰/۹۸ به دست آمدند. بیدا و همکاران در مطالعه‌ای بین فرهنگی بین سه نمونهٔ آلمانی، روسی و چینی با استفاده از روش تحلیل عاملی تأییدی نشان دادند، مقیاس سلامت روانی مثبت لوکات و همکاران [۲۲] در هر سه گروه از یک عامل تشکیل شده است. شاخص نکویی برازش RMSEA در نمونهٔ آلمانی، روسی و چینی به ترتیب ۰/۰۴۵، ۰/۰۶۲ و ۰/۰۸۶ و شاخص CFI به ترتیب ۰/۹۹، ۰/۹۸ و ۰/۹۸ بود [۲۳]. نتایج مطالعه بیبی و همکاران نیز با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی در دو نمونهٔ پاکستانی و آلمانی از مدل تک عاملی در هر دو گروه حمایت کرد. شاخص نکویی برازش RMSEA در نمونهٔ پاکستانی و آلمانی به ترتیب ۰/۰۵۹ و ۰/۰۷۸ و شاخص CFA به ترتیب ۰/۹۷ و ۰/۹۶ به دست آمد [۲۴]. در مطالعه لوکات و همکاران نیز مشخص شد، این مقیاس از یک عامل تشکیل شده است [۲۵]. در مطالعه کارازینو و همکاران، با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی در تحلیل عاملی اکتشافی، از مدل تک بعدی حمایت شد [۳۰]. وگانیان و همکاران، برای بررسی تک بعدی بودن مقیاس سلامت روانی مثبت لوکات و همکاران [۲۲] از روش اسمیت [۳۲] استفاده کردند. نتایج از تک بعدی بودن مقیاس حمایت کرد [۳۱].

برای بررسی استقلال موضعی از ماتریس همبستگی باقیمانده (Q3) استفاده شد. نتایج ماتریس همبستگی باقیمانده (Q3) نشان داد، مقدار Q3 به‌دست‌آمده در ماتریس همبستگی باقیمانده، کمتر از ۰/۲ است؛ بنابراین فرضیهٔ استقلال موضعی مقیاس تأیید شد. در مطالعه کارازینو و همکاران پس از بررسی ماتریس همبستگی باقیمانده (Q3)، استقلال موضعی گویه‌ها تأیید شد [۳۰]. در مطالعه وگانیان و همکاران، در تحلیل اولیه، سه گویه ۳، ۸ و ۹ مقدار باقیماندهٔ منفی بسیار بالایی نشان دادند که احتمالاً دارای وابستگی موضعی بودند. از آنجایی که گویه ۹، دارای مقدار باقیماندهٔ بسیار بالایی بود و به نظر می‌رسید، نشانه‌هایی از چندبعدی بودن را نشان می‌دهد از تحلیل نهایی کنار گذاشته شد و نتایج دوباره بررسی شد. پژوهشگران در نهایت برای حل مشکل وابستگی موضعی، گویه‌های ۱ با ۲؛ ۳ با ۴ و ۶ با ۷ را با هم ترکیب کردند و به این ترتیب سه

«ابر گویه[1]» ایجاد شد. پس از به کارگیری این راهبرد، دیگر هیچ نشانه‌ای از وابستگی موضعی مشاهده نشد و فرضیه استقلال موضعی برآورده شد [۳۱].

برای تعیین اینکه کدام یک از دو مدل چند ارزشی رش یعنی مدل اعتبار جزئی (PCM) یا مقیاس درجه‌بندی (RSM) با داده‌های پژوهش برازش مناسب‌تری دارند، از آزمون نسبت درست‌نمایی کای اسکوئر استفاده شد. نتایج آزمون نسبت درست‌نمایی کای اسکوئر نشان داد، داده‌ها با هر دو مدل چند ارزشی رش برازش دارند و بین دو مدل تفاوت معناداری وجود ندارد. در این پژوهش از مدل اعتبار جزئی (PCM) استفاده شد.

برای تعیین برازش گویه با مدل اعتبار جزئی (PCM) از دو شاخص Infit و Outfit استفاده شد. نتایج نشان داد، مقدار این دو شاخص بین مقادیر ۰/۵ تا ۱/۵ است؛ بنابراین داده‌ها به خوبی با مدل اعتبار جزئی (PCM) برازش داشتند. در مطالعه کارازینو و همکاران [۳۰] و وگانیان و همکاران [۳۱]، از آزمون نسبت درست‌نمایی کای اسکوئر برای تعیین برازش گویه‌ها با مدل استفاده شد که در هر دو مطالعه با حذف گویه نامناسب ۹ (من انسانی آرام و متعادل هستم) گویه‌ها به خوبی با مدل رش برازش داشتند. در مطالعاتی که ویژگی‌های روان‌سنجی این مقیاس را بر اساس نظریه کلاسیک آزمون (CTT) انجام داده‌اند، بار عاملی گویهٔ ۹ را بیشتر از ۰/۷۰ برآورد کرده‌اند [۲۲، ۲۴، ۲۵] که قابل قیاس با بار عاملی ۰/۷۹ و ۰/۸۰ در تحلیل عاملی اکتشافی و تحلیل عاملی تأییدی در مطالعه حاضر بود. این نتایج بیانگر مناسب بودن گویهٔ ۹ است. با این حال؛ وگانیان و همکاران دلیل حذف گویه ۹ را در مطالعه خویش، ارزیابی دو جنبه متفاوت از شخصیت به وسیله این گویه می‌دانند. یعنی یک فرد می‌تواند آرام و متعادل باشد، شخص دیگر می‌تواند شخصیتی پرجنب و جوش[2] اما متعادل داشته باشد [۳۱]. به طور کلی باید مطالعات بیشتری بر روی نمونه‌های دیگر جهت برازش این گویه انجام شود.

شاخص دشواری گویه‌ها در مطالعه حاضر، در حد متوسط بود. در مطالعه وگانیان و همکاران شاخص دشواری گویه‌ها بین ۰/۷۹- تا ۰/۷۹+ بود [۳۱] و نسبت به مطالعه حاضر که بین ۰/۲۰۰۸- تا ۰/۱۴۸۶ بود، پراکندگی بیشتری را نشان می‌داد؛ این تفاوت میزان پراکندگی، احتمالاً به دلیل نمونهٔ بالینی در مطالعه وگانیان و همکاران [۳۱] ایجاد شده است و در مطالعه کارازینو و همکاران نیز میزان [۳۰] دشواری پرسش‌ها ذکر نشده است.

همچنین پارامتر آستانه یا پارامترهای مکانی در دامنهٔ صفت پنهان (سلامت روانی مثبت) و درون هر گویه نظم خوبی داشتند. با بررسی شیب منحنی اطلاعات گویه‌ها (ICC) مشخص شد، منحنی گویه‌ها در طبقات مختلف دارای شیب زیادی هستند و این بیانگر میزان دشواری و قدرت تمیزخوب گویه‌ها در طبقات مختلف است. در منحنی مقوله‌ای گویه‌ها (CCC)، منحنی‌ها شکل تختی ندارند و در هم تنیده نیستند؛ بنابراین تمامی گویه‌ها به اندازه‌ای با یکدیگر فاصله دارند که هیچ طبقه‌ای تحت پوشش طبقه دیگر قرار نگرفت. گویه ۸، منحنی طبقه ۲ دارای ارتفاع منحنی نسبتاً پایین است؛ بنابراین به نظر می‌رسد، این طبقه به خوبی از سایر طبقات این گویه، متمایز نشده است که علت آن، این است که افراد کمی طبقه‌های ابتدایی این گویه را انتخاب کرده‌اند.

با بررسی منحنی خصیصه آزمون (TCC)، می‌توان انتظار داشت، حدود ۹۵٪ نمرات انتخابی افراد بین نمرهٔ ۱/۴۹ تا ۳۳/۸ باشد که بیانگر میزان پراکندگی بسیار خوب نمرات افراد است. نتیجه بررسی منحنی اطلاعات عملکرد آزمون (TIF) نشان داد، بیشترین میزان در این مقیاس، بین ۲- تا ۲+ است؛ چرا که در این محدوده با افزایش اطلاعات از میزان خطا کاسته می‌شود.

ضریب پایایی شخص - گویه در مدل رش ۰/۸۸ به دست آمد که قابل‌قیاس با مطالعه کارازینو و همکاران [۲۴] و وگانیان و همکاران [۲۵] بود. هم‌چنین ضریب پایایی با دو روش ضریب آلفای کرونباخ و ضریب امگا مک دونالد نیز نشان داد، این مقیاس از پایایی مناسبی برخوردار است. در مطالعات پیشین نیز ضریب پایایی با روش آلفای کرونباخ بیش از ۰/۸۰ به دست آمد [۱۶، ۱۷، ۱۸، ۱۹] که قابل قیاس با مطالعه حاضر است.

نتایج تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی نشان داد، مقیاس سلامت روانی مثبت دارای ثبات اندازه‌گیری در بین دو گروه مرد و زن است و هیچ یک از گویه‌های این مقیاس سوگیری بر مبنای جنسیت افراد ندارند. بررسی کنش افتراقی گویه (DIF) گویه‌ها در مطالعه با دو روش یکنواخت

1 . Superitems.
2 . Hectic.

و غیریکنواخت نشان داد، هیچ‌کدام از گویه‌های مقیاس دارای کنش افتراقی گویه (DIF) با توجه به جنسیت افراد ندارد. در مطالعه کارازینو و همکاران [۲۴]، کنش افتراقی گویه (DIF) بررسی نشده است.

در مطالعهٔ وگانیان و همکاران [۲۵]، کنش افتراقی گویه (DIF) باتوجه‌به نوع سرطان و جنسیت با دو نوع DIF یکنواخت و DIF غیریکنواخت بررسی شد. در بررسی اولیه، پس از مشاهدهٔ مقدار سطح معناداری ابرگویه ۱و ۲ و گویه ۵، به نظر می‌رسید، این گویه‌ها دارای سوگیری بر مبنای جنسیت می‌باشند، اما پس از بررسی سطح معناداری تعدیل شده، مشخص شد که ابرگویه ۱و ۲ و گویه ۵، دارای DIF نمی‌باشند.

از محدودیت‌های این پژوهش، می‌توان به محدود بودن افراد نمونه به دانشجویان دانشگاه فرهنگیان شهر تهران اشاره کرد؛ بنابراین پیشنهاد می‌شود، ویژگی‌های روان‌سنجی این ابزار بر روی سایر گروه‌ها، به خصوص نمونه‌های بالینی بررسی شود تا با اطمینان بیشتری بتوان نتایج را تعمیم داد. هم‌چنین با توجه به این‌که در برخی از مطالعات مبتنی بر مدل چندارزشی رش، گویهٔ ۹ به دلیل نبود برازش با مدل از مطالعه حذف شده است، اما در مطالعهٔ حاضر این گویه برازش خوبی با مدل داشت، بهتر است در این زمینه مطالعات بیشتری انجام شود. به طور کلی نتایج این پژوهش نشان داد، مقیاس سلامت روانی مثبت لوکات و همکاران [۲۲]، از ویژگی‌های روان‌سنجی مناسبی جهت ارزیابی سلامت روانی مثبت در دانشجویان برخوردار است.

منابع

1- Yousefi N, Pirkhaefi A, Borjali A.. 'Investigating the Psychometric of the Mental Health Continuum-Short Form Scale', *Clinical Psychology and Personality*. 2020; 18(2): pp. 129-144. https://doi.org/10.22070/cpap.2020.2945 **[In Persian]**

2- Dore´ I, O'Loughlin JL, Sabiston CM, Fournier L. Psychometric evaluation of the Mental Health Continuum–Short Form in French Canadian young adults. *The Canadian Journal of Psychiatry*. 2017; 62(4): 286–94. https://doi.org/10.1177/0706743716675855

3- Keyes CL. The Nature and Importance of Positive Mental Health in America's Adolescents. *In Handbook of positive psychology in schools* 2009 Mar 4; 27-42. Routledge. http://www.ldysinger.com/@books1/Snyder_Hndbk_Positive_Psych/Snyder_Lopez_Handbook_of_Positive_Psychology.pdf

4- Keyes CLM. Mental illness and/or mental health? Investigating axioms of the complete state model of health. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*. *2005; 73(3):* 539–48. https://doi.org/10.1037/0022-006X.73.3.539

5- Keyes CLM, Dhingra SS, Simoes EJ. *Change in level of positive mental health as a predictor of future risk of mental illness. American Journal of Public Health. 2010; 100(12): 2366–71*. https://doi.org/10.2105/AJPH.2010.192245

6- Westerhof GJ, Keyes CLM. Mental illness and mental health: The two continua model across the lifespan. *Journal of Adult Development. 2010;* 17(2): 110–9. https://doi.org/10.1007/s10804-009-9082-y

7- Doré I, O'Loughlin JL, Sabiston CM, Fournier L. Psychometric evaluation of the mental health continuum–short form in French Canadian young adults. *The Canadian Journal of Psychiatry*. 2017 Apr; 62(4): 286-94. https://doi.org/10.1177/0706743716675855

8- Westerhof GJ, Keyes CL. Geestelijke gezondheid is meer dan de afwezigheid van geestelijke ziekte. 2008; 63: 808–20. https://www.researchgate.net/publication/241878819_Geestelijke_gezondheid_is_meer_dan_de_afwezigheid_van_geestelijke_ziekte

9- Keyes CLM, Wissing M, Potgieter JP, Temane M, Kruger A, Van Rooy S. Evaluation of the mental health continuum–short form (MHC–SF) in setswana-speaking South Africans. *Clinical Psychology & Psychotherapy*. 2008; 15(3): 181–92. https://doi.org/10.1002/cpp.572

10- World Health Organisation. Promoting mental health: Concepts, emerging evidence, practice. Geneva; 2005. https://iris.who.int/bitstream/handle/10665/42940/9241591595.pdf

11- Yeo ZZ, and Suárez L, Validation of the mental health continuum-short form: The bifactor model of emotional, social, and psychological well-being. *Plos one*, 2022; 17(5): p.e0268232. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0268232

12- Khumalo IP, Appiah R, Fadiji AW. Measuring Positive Mental Health and Depression in Africa: A Variable-Based and Person-Centred Analysis of the Dual-Continua Model. *Frontiers in Psychology*. 2022; 13. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.885278

13- Diener E. Assessing well-being: The collected works of Ed Diener. New York: Springer; 2009 Jun 4. https://doi.org/10.1007/978-90-481-2354-4

14- Fredrickson BL. Positive emotions broaden and build. InAdvances in experimental social psychology 2013 Jan 1 (Vol. 47, pp. 1-53). Academic Press. https://doi.org/10.1016/B978-0-12-407236-7.00001-2

15- Fredrickson BL. The eudaimonics of positive emotions. InHandbook of eudaimonic well-being 2016; 183-190. Springer, Cham. https://doi.org/10.1007/978-3-319-42445-3_12

16- Vittersø J. The feeling of excellent functioning: Hedonic and eudaimonic emotions. In Handbook of eudaimonic well-being 2016 (pp. 253-276). Springer, Cham. https://doi.org/10.1007/978-3-319-42445-3_17

17- Waterman AS. When effort is enjoyed: Two studies of intrinsic motivation for personally salient activities. Motivation and emotion. 2005 Sep; 29(3): 165-88. https://doi.org/10.1007/s11031-005-9440-4

18- Ryff CD. Beautiful ideas and the scientific enterprise: Sources of intellectual vitality in research on eudaimonic well-being. Handbook of eudaimonic well-being. 2016: 95-107. https://doi.org/10.1007/978-3-319-42445-3_6

19- Keyes CL. The mental health continuum: From languishing to flourishing in life. *Journal of health and social behavior*. 2002 Jun 1: 207-22. https://doi.org/10.2307/3090197

20- Trousselard M, Steiler D, Dutheil F, Claverie D, Canini F, Fenouillet F, Naughton G, Stewart-Brown S, Franck N. Validation of the Warwick-Edinburgh mental well-being scale (WEMWBS) in French psychiatric and general populations. *Psychiatry research*. 2016 Nov 30; 245: 282-290. https://doi.org/10.1016/j.psychres.2016.08.050

21- Vaingankar JA, Subramaniam M, Chong SA, Abdin E, Orlando Edelen M, Picco L, et al. The positive mental health instrument: development and validation of a culturally relevant scale in a multi-ethnic Asian population. H*ealth Qual Life Outcomes*. 2011; 9: 92. https://doi.org/10.1186/1477-7525-9-92

22- Lukat J, Margraf J, Lutz R, van der Veld WM, Becker ES. Psychometric properties of the positive mental health scale (PMH-scale). *BMC psychology*. 2016 Dec; 4(1): 1-4. https://doi.org/10.1186/s40359-016-0111-x

23- Bieda A, Hirschfeld G, Schönfeld P, Brailovskaia J, Zhang XC, Margraf J. Universal happiness? Cross-cultural measurement invariance of scales assessing positive mental health. *Psychological assessment.* 2017 Apr; 29 (4): 408. https://doi.org/10.1037/pas0000353

24- Bibi A, Lin M, Margraf J. Salutogenic constructs across Pakistan and Germany: A cross sectional study. *International Journal of Clinical and Health Psychology*. 2020 Jan 1; 20 (1): 1-9. https://doi.org/10.1016/j.ijchp.2019.10.001

25- Lukat J, Becker ES, Lavallee KL, van der Veld WM, Margraf J. Predictors of incidence, remission and relapse of Axis I mental disorders in young women: A transdiagnostic approach. *Clinical psychology & psychotherapy.* 2017 Mar; 24 (2):3 22-31. v10.1002/cpp.2026

26- Streiner DL. Measure for measure: new developments in measurement and item response theory. *Can J Psychiatry*. 2010; 55(3): 180–6. https://doi.org/10.1177/070674371005500310

27- Cantó-Cerdán M, Cacho-Martínez P, Lara-Lacárcel F, & García-Muñoz Á. Rasch analysis for development and reduction of Symptom Questionnaire for Visual Dysfunctions (SQVD). Scientific Reports, 2021; 11(1): 1-10. https://doi.org/10.1038/s41598-021-94166-9

28- Bond TG. Fox CM. Applying the Rasch Model: Fundamental Measurement in the Human Sciences. 2nd Edition, Lawrence Erlbaum Associates, Publisers. Mahwah. New Jersey. London: 2007. https://doi.org/10.4324/9781315814698

29- Cappelleri JC, Lundy JJ, Hays RD. Overview of classical test theory and item response theory for the quantitative assessment of items in developing patient-reported outcomes measures. Clinical therapeutics. 2014 May 1; 36(5): 648-62. https://doi.org/10.1016/j.clinthera.2014.04.006

30- Carrozzino D, Christensen KS, Mansueto G, Brailovskaia J, Margraf J, Cosci F. A clinimetric analysis of the euthymia, resilience, and positive mental health scales. *Journal of Affective Disorders.* 2021 Nov 1; 294: 71-6. https://doi.org/10.1016/j.jad.2021.07.001

31- Vaganian L, Boecker M, Bussmann S, Kusch M, Labouvie H, Margraf J, Gerlach AL, Cwik JC. Psychometric evaluation of the Positive Mental Health (PMH) scale using item response theory. *BMC psychiatry*. 2022 Dec; 22(1): 1-1. https://doi.org/10.1186/s12888-022-04162-0

32- Smith Jr EV. Detecting and evaluating the impact of multidimensionality using item fit statistics and principal component analysis of residuals. *Journal of applied measurement.* 2002 Jan 1; 3(2): 205-31. https://www.researchgate.net/publication/11359111_Detecting_and_evaluating_the_impact_of_multidimensionality_using_item_fit_statistics_and_principal_component_analysis_of_residuals

33- Brailovskaia J, Teismann T, Margraf J. Positive mental health, stressful life events, and suicide ideation: A 2-year follow-up study. Crisis: *The Journal of Crisis Intervention and Suicide Prevention*. 2020; 41(5): 383. https://doi.org/10.1027/0227-5910/a000652

34- Andrich D, Marais I. A course in Rasch measurement theory. D. Andrich y I. Marais (Coords.), Measuring in the Educational, Social and Health Sciences. 2019: 41-53. https://doi.org/10.1007/978-981-13-7496-8

35- Reeve BB, Payers P. Applying item response theory modelling for evaluating. Assessing quality of life in clinical trials: Methods and practice. 2005: 55. https://doi.org/10.1093/oso/9780198527695.003.0005

36- Linacre J. Sample size and item calibration stability. Rasch Mes Trans. 1994; 7: 328. https://www.researchgate.net/publication/235361463_Sample_Size_and_Item_Calibration_Stability

37- Wright BD, Stone MH. Measurement Essentials, 2nd ed. Wide Range, Inc., Wilmington, Delaware: Wide Range, Inc. 1999. Retrieved at http://www.rasch.org/rasch.htm#measess.

38- Hoyle RH, editor. Handbook of structural equation modeling. Guilford press; 2023. https://www.researchgate.net/publication/361861039_Handbook_of_Structural_Equation_Modeling

39- Tshilongamulenzhe MC. Testing measurement invariance of the Learning Programme Management and Evaluation (LPME) scale across gender using Multigroup Confirmatory Factor Analysis. *Journal of Governance and Regulafion*. 2015; 4(1): 124-31. https://doi.org/10.22495/jgr_v4_i2_c1_p5

40- Lim JW, Townsend A. Cross-ethnicity measurement equivalence of family coping for breast cancer survivors. *Research on Social Work Practice*. 2012 Nov; 22(6): 689-703. https://doi.org/10.1177/1049731512448933

41- Chen FF. Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural equation modeling: a multidisciplinary journal*. 2007 Jul 31; 14(3): 464-504. https://doi.org/10.1080/10705510701301834

42- Combrinck C. Is this a useful instrument? An introduction to Rasch measurement models. Kramer S, Lahey A Flynn H et al Eds. Online Readings in Research Methods. *Psychological Society of South Africa*. Johannesburg. 2020. https://www.psyssa.com/wp-content/uploads/2020/08/Chapter-6_Is-this-a-useful-instrument_An-Introduction-to-Rasch-measurement-models.pdf

43- Karami H, Khodi A. Differential Item Functioning and test performance: a comparison between the Rasch model. Logistic Regression and Mantel-Haenszel. *Journal of Foreign Language Research.* 2021; 10(4): 842-853. https://doi.org/10.22059/jflr.2021.315079.783 **[In Persian]**

44- Hladká A, Martinková P. difNLR: Generalized Logistic Regression Models for DIF and DDF Detection. *R Journal*. 2020 Jun 1;12(1), 300-323. https://doi.org/10.32614/RJ-2020-014

45- Mindrila D. Maximum likelihood (ML) and diagonally weighted least squares (DWLS) estimation procedures: A comparison of estimation bias with ordinal and multivariate non-normal data. *International Journal of Digital Society*. 2010 Mar 1; 1(1): 60-6. https://doi.org/10.20533/ijds.2040.2570.2010.0010

46- Farahani Hojjatollah, Roshan Chesli Rasoul. Essentials for Developing and Validating Psychological Scales: Guide to Best Practices. *Clinical psychology and personality*. 2019 17(2):197-212. https://doi.org/10.22070/cpap.2020.2917 **[In Persian]**

47- Reise SP, Revicki DA. Handbook of item response theory modeling. New York: Taylor & Francis; 2014. https://doi.org/10.4324/9781315736013

48- Saepuzaman D, Istiyono E, Haryanto H. Analysis of HOTS Instrument for Prospective Physics Teacher Using Generalized Partial Credit Model. Ideas: *Jurnal Pendidikan, Sosial, dan Budaya*. 2022 Nov 14; 8(4): 1341-50. https://doi.org/10.32884/ideas.v8i4.976

49- Embretson SE, Reise SP. Item response theory. Psychology Press; 2013 Sep 5. https://www.researchgate.net/publication/285287663_Item_response_theory

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۲، شماره ۲، پیاپی۴۳، پاییز و زمستان ۱۴۰۳، صص ۳۶۶-۳۴۱
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 22, No. 2, Serial 43, Autumn & Winter 2024-25, pp 341-366

پیوست: مقیاس سلامت روانی مثبت

شماره	گویه‌های مقیاس	کاملاً مخالفم	مخالفم	نه مخالف و نه موافقم	موافقم	کاملاً موافقم
۱	من اغلب سرحال و سرزنده هستم.					
۲	از زندگی‌ام لذت می‌برم.					
۳	در کل از زندگی راضی هستم.					
۴	به‌طورکلی، به زندگی دلگرم هستم.					
۵	من مدیریت خوبی برای برآورده‌کردن نیازهایم دارم.					
۶	شرایط روحی و احساسی خوبی دارم.					
۷	احساس می‌کنم که به‌خوبی می‌توانم با مشکلات زندگی مقابله کنم.					
۸	بسیاری از کارهایی که انجام می‌دهم برایم لذت‌آور است.					
۹	من انسانی آرام و متعادل هستم.					

نمره‌گذاری بر اساس طیف لیکرت ۵ درجه از کاملا مخالفم (۰ نمره) تا کاملاً موافقم (۴ نمره) است. نمرهٔ سلامت روانی مثبت از مجموع نمرات گویه‌های ۱ تا ۹ به دست می‌آید.