

Research Paper

Validation of the Academic Psychological Distress Scale (APDS) and Its Relationship with Belief in Academic Meritocracy in Society

Bahman Esmaeili Anamagh¹, Sajjad Basharpour^{2*}, Maria Francesca Freda³, Cristiano Scandurra⁴

1. PhD Student in Psychology, Department of Psychology, Faculty of Educational Sciences and Psychology, University of Mohaghegh Ardabili, Ardabil, Iran

2. Professor, Department of Psychology, Faculty of Educational Sciences and Psychology, University of Mohaghegh, Ardabil, Iran

3. Professor of Clinical Psychology, Department of Humanistic Studies, University of Naples Federico II, Naples, Italy

4. Assistant Professor of Clinical Psychology, Department of Humanistic Studies, University of Naples Federico II, Naples, Italy

Received: 2025/06/27

Revised: 2025/09/16

Accepted: 2025/09/20

Use your device to scan and read the article online



DOI:

10.71952/jpmm.2025.16260.5277

Keywords:

Academic Psychological Distress, Validation, Scientific Meritocracy

Abstract

Background and purpose: The present study aimed to validate the Academic Psychological Distress Scale (APDS) and examine its relationship with the belief in scientific meritocracy in society among university students.

Methods: This study was descriptive and conducted as a psychometric investigation. The population included all students in the 2024–2025 academic year who participated via an online call on social media. A sample of 714 participants was selected using a convenience sampling method. Data were collected using the Academic Psychological Distress Scale (APDS; Scandurra et al., 2025), the General Health Questionnaire (GHQ-12; Goldberg & Williams, 1978), and a researcher-developed scale measuring belief in academic meritocracy. The data were analyzed using SPSS-24 and AMOS-24 statistical software.

Findings: Exploratory factor analysis identified 24 items across six factors—academic anxiety, somatic responses to stress, academic loneliness, negative academic self-worth, academic fatigue, and academic demotivation—which together explained 73.63% of the total variance. Confirmatory factor analysis demonstrated satisfactory model fit indices. Internal consistency, composite reliability, and test-retest reliability for the subscales and the overall scale all exceeded 0.70. Positive correlations with the GHQ-12 supported convergent validity ($R=0.61$), while negative correlations with belief in scientific meritocracy confirmed divergent validity ($R=-0.64$).

Conclusion: The Academic Psychological Distress Scale demonstrated acceptable validity and reliability, and it can be considered a reliable instrument for research and clinical assessment of psychological distress among students. Furthermore, a decrease in belief in scientific meritocracy in society was associated with an increase in academic psychological distress among students.

Citation: Esmaeili Anamagh B, Basharpour S, Francesca Freda M, Scandurra C. Validation of the Academic Psychological Distress Scale (APDS) and Its Relationship with Belief in Academic Meritocracy in Society. *Journal of Psychological Methods and Models*. 2025; 16(60): 23- 41.

***Corresponding Author:** Sajjad Basharpour

Address: Professor, Department of Psychology, Faculty of Educational Sciences and Psychology, University of Mohaghegh, Ardabil, Iran

Tell: 989303952991

Email: basharpour_sajjad@uma.ac.ir

Extended Abstract

Introduction

Emerging adulthood, which often coincides with university entry, is a developmental stage marked by numerous academic, social, and psychological challenges that can significantly affect students' mental health (1). Research has shown that university students, compared to the general population, experience higher levels of stress, anxiety, and depression (2), and these pressures frequently lead to a phenomenon known as Academic Psychological Distress (3). This construct reflects negative emotional, cognitive, physical, and social reactions to academic roles and demands, and is associated with adverse outcomes such as reduced performance, academic failure, and dropout (4). Despite its importance, existing instruments mainly assess general psychological distress and do not adequately capture the specific dimensions of the university experience. In response, Scandurra et al. (3) developed the Academic Psychological Distress Scale (APDS), which has not yet been validated in Iran. Beyond individual factors, socio-psychological variables such as belief in scientific meritocracy may play a significant role in reducing psychological distress (5). Scientific meritocracy refers to evaluating success in society based on knowledge, effort, and actual competencies rather than social status or personal connections (6). Studies have shown that this belief can serve a protective role for students by enhancing self-esteem, fostering a sense of control, and improving psychological well-being (7). However, to date, no study in Iran has simultaneously validated the APDS and examined its relationship with belief in scientific meritocracy. Therefore, the present study aimed to validate the Academic Psychological Distress Scale and investigate its association with belief in scientific meritocracy among Iranian university students, thereby filling a research gap and contributing to the design of preventive interventions and the promotion of students' mental health.

Materials and Methods

The presents study was a descriptive cross-sectional psychometric investigation aimed at examining the psychometric properties of the Persian version of the Academic Psychological Distress Scale (APDS). The statistical population consisted of university students from various academic levels in Iran who participated in 2025 via an online call through social messaging platforms and social networks (Telegram, Eitaa, Instagram) using a convenience sampling method. The sample size was determined based on the rule of thumb and Klein's (8) recommendations, resulting in a total of 714 participants, divided into two groups of 357 for exploratory factor analysis (EFA) and confirmatory factor analysis (CFA).

The Persian version of the APDS was developed using forward and backward translation procedures (9) and evaluated for face and content validity by students and eight psychology experts. Content validity was quantitatively confirmed using CVR and CVI indices ($CVR \geq 0.75$, $CVI = 0.87$). Inclusion criteria included being a student, Iranian nationality and residence, internet access, ability to respond to the questionnaires, and informed consent. Exclusion criteria included incomplete responses, patterned answers, duplicate participation, and failure to meet inclusion criteria. Data were collected online, kept confidential, and analyzed using SPSS 24 and AMOS 24 via EFA and CFA. Ethical principles, including informed consent, confidentiality, and voluntary participation, were strictly observed.

Research Instruments

1. Academic Psychological Distress Scale (APDS): This scale includes 25 items across six subscales: academic anxiety, physiological stress responses, academic loneliness, negative academic self-worth, academic fatigue, and academic lack of motivation. It was developed by Scandurra et al. (3).
2. General Health Questionnaire (GHQ-12): The 12-item General Health Questionnaire (GHQ) developed by Goldberg and Williams (10), consists of two factors: positive mental health symptoms and psychological distress

symptoms. It is scored using a four-point Likert scale, with a score range of 0 to 36, where higher scores indicate poorer general health. The questionnaire's convergent, diagnostic, and construct validity have been confirmed by its developers, and it shows strong correlations with clinical interviews. Internal consistency reliability has been reported between 0.82 and 0.90, and test-retest reliability over a three-week interval ranges from 0.78 to 0.90. In Iran, the two-factor structure was confirmed by Yaghoubi et al., who reported a Cronbach's alpha of 0.92. In the present study, the GHQ demonstrated a correlation of 0.75 with the Academic Psychological Distress Scale and a Cronbach's alpha reliability coefficient of 0.89.

3. Belief in Scientific Meritocracy Scale:

A researcher-developed 6-item questionnaire was designed to assess individuals' perceptions of meritocracy in the scientific community. Responses were collected using a five-point Likert scale (from 1 = Strongly Disagree to 5 = Strongly Agree), where higher scores indicated stronger belief in scientific meritocracy. Content validity was confirmed by a panel of 8 experts (CVR > 0.75; CVI = 0.87). Face validity was also examined both qualitatively and quantitatively, with all items achieving an impact score above 1.5. Exploratory and confirmatory factor analyses showed that all items loaded significantly on a single factor, and the one-factor model demonstrated good fit indices (CFI = 0.93, TLI = 0.91, RMSEA = 0.06, χ^2/df = 0.98). Reliability was supported by a Cronbach's alpha of 0.81 and a two-week test-retest correlation of 0.77. Overall, the instrument demonstrated satisfactory psychometric properties and can be considered a valid and reliable tool for research on perceptions of scientific meritocracy.

Findings

A total of 714 students participated in the study, comprising 365 females (51.12%) and 349 males (48.87%), with a mean age of 23 ± 7.10 years. Regarding marital status, 98 participants were married and 616 were single, while 555 were undergraduates, 111 were master's students, and 48 were

doctoral students. Prior to factor analysis, the Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) measure of sampling adequacy was 0.86, and Bartlett's test was significant ($\chi^2 = 4891.929$, $df = 276$, $p < 0.001$), indicating that the data were suitable for factor analysis. Exploratory factor analysis (EFA) extracted six distinct factors—academic anxiety, physiological stress responses, academic loneliness, negative academic self-esteem, academic fatigue, and academic demoralization—which together explained 73.63% of the total variance. Of the initial 25 items, one was removed due to cross-loading, and the remaining items demonstrated factor loadings above 0.70 after Varimax rotation. Subsequently, to examine the factor structure of the Academic Psychological Distress Scale and to assess the extent to which its subscales are explained by a higher-order factor, a second-order confirmatory factor analysis (CFA) was conducted. Second-order confirmatory factor analysis (CFA) supported a hierarchical structure, with the six subscales loading on a higher-order factor labeled “academic psychological distress,” with loadings ranging from 0.62 to 0.71 ($p < 0.001$). Model fit indices indicated excellent fit (RMSEA = 0.05, $\chi^2/df = 1.62$). Internal consistency (Cronbach's alpha) ranged from 0.88 to 0.90, test-retest reliability ranged from 0.88 to 0.90, and composite reliability exceeded 0.70 for all subscales. Convergent and discriminant validity, as well as significant correlations with the General Health Questionnaire (GHQ-12), confirmed the construct validity of the scale. Overall, these findings indicate that the APDS is a reliable and valid instrument for assessing multidimensional academic psychological distress in Iranian university students.

Discussion

According to farmers, the main way to reduce water conflict has been to involve farmers in managing water and negotiating with farmers about water. These findings show that cooperation in the water management of shared wells can reduce the intensity of water conflict. In this regard, other studies have also emphasized the importance of facilitation and free expression of ideas for resolving water

conflicts. According to the main strategy used by farmers to resolve water conflict, namely the control strategy, it can be concluded that farmers pay more attention to their interests in water conflict. This could exacerbate the conflict between farmers and increase conflicts and disputes over water. Research has also shown that one of the most important factors in increasing water conflict is the selfish attitude of farmers. However, if a control strategy could not result in conflict reduction, then it can worsen the situation, especially in drought. The results showed that the lower income of farmers from agriculture, the more sense and perception of water conflict. However, even with the increase in annual income from non-agricultural activities, the perception of agricultural water conflict has not diminished.

Conclusion

The present study demonstrated that the Academic Psychological Distress Scale (APDS) possesses satisfactory validity and reliability among Iranian university students. Exploratory and confirmatory factor analyses confirmed the six-dimensional structure of the scale, comprising academic anxiety, physiological stress responses, academic loneliness, negative academic self-worth, academic fatigue, and academic demotivation, indicating that the dimensions are stable, distinct, and consistent with the findings of Skandoura et al. (3). Assessments of convergent and discriminant validity, along with correlations with the General Health Questionnaire (GHQ-12), showed that the APDS can accurately measure academic psychological distress. Internal consistency and test-retest reliability further confirmed the stability and dependability of the instrument. Moreover, belief in academic meritocracy was associated with lower levels of academic psychological distress, highlighting its protective and mediating role in students' mental health. These findings can be interpreted through attribution and person-environment fit theories, suggesting that alignment between individual beliefs and the social environment can help reduce students'

anxiety, depression, and cognitive fatigue. By providing a culturally adapted and multidimensional instrument, this study overcomes the limitations of previous unidimensional scales and enables the precise identification of students at risk for academic psychological distress. The results can inform the design of preventive interventions, promote students' mental health, and strengthen the culture of academic meritocracy in society. Study limitations include convenience sampling and reliance on self-reported data; therefore, future research is recommended to employ random sampling, multi-source data, and longitudinal designs.

Ethical Considerations compliance with ethical guidelines

The cooperation of the participants in the present study was voluntary and accompanied by their consent.

Funding

No funding.

Authors' contributions

Conceptualization and study design: Bahman Esmaeili Anamagh
Methodology and data analysis: Bahman Esmaeili Anamagh
Supervision and manuscript writing: Sajjad Basharpour

Original scale development and scientific guidance on its use and validation: Maria Francesca Freda and Cristiano Scandurra

Conflicts of interest

The authors declared no conflict of interest.

مقاله پژوهشی

رواسازی مقیاس آشفته‌گی روانی تحصیلی (APDS) و رابطه آن با باور به شایسته‌سالاری علمی در جامعه

بهمن اسماعیلی انامق^۱، سجاد بشرپور^{۲*}، ماریا فرانچسکا فردا^۳، کریستیانو اسکندورا^۴

۱. دانشجوی دکتری روان‌شناسی، گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه محقق اردبیلی، اردبیل، ایران

۲. استاد، گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه محقق اردبیلی، اردبیل، ایران

۳. استاد روان‌شناسی بالینی، گروه مطالعات انسانی، دانشگاه ناپل فدریکو دوم، ناپل، ایتالیا

۴. استادیار روان‌شناسی بالینی، گروه مطالعات انسانی، دانشگاه ناپل فدریکو دوم، ناپل، ایتالیا

چکیده

زمینه و هدف: این مطالعه با هدف رواسازی مقیاس آشفته‌گی روانی تحصیلی (APDS) و بررسی رابطه آن با باور به شایسته‌سالاری علمی جامعه در میان دانشجویان انجام شد.

روش: پژوهش از نوع توصیفی و روان‌سنجی بود. جامعه آماری شامل کلیه دانشجویان سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۴ بود که از راه فراخوان اینترنتی در رسانه‌های اجتماعی شرکت کردند. نمونه‌ای شامل ۷۱۴ نفر با روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شد. داده‌ها با استفاده از مقیاس آشفته‌گی روانی تحصیلی (APDS؛ اسکندورا و همکاران، ۲۰۲۵)، پرسش‌نامه سلامت عمومی (GHQ-12؛ گلدبرگ و ویلیامز، ۱۹۷۸) و مقیاس محقق‌ساخته باور به شایسته‌سالاری علمی گردآوری شد و با نرم‌افزارهای SPSS-24 و AMOS-24 تحلیل شد.

یافته‌ها: تحلیل عاملی اکتشافی ۲۴ گویه را در ۶ عامل شامل اضطراب تحصیلی، پاسخ‌های جسمانی استرس تحصیلی، تنهایی تحصیلی، خودارزشمندی منفی، خستگی و بی‌انگیزگی تحصیلی شناسایی کرد که ۷۳/۶۳٪ واریانس کل را تبیین کرد. تحلیل عاملی تأییدی برازش مطلوب مدل را تأیید کرد. پایایی داخلی، پایایی ترکیبی و پایایی بازآزمون زیرمقیاس‌ها و کل مقیاس بالاتر از ۰/۷۰ برآورد شد. روایی همگرا با همبستگی مثبت با پرسش‌نامه سلامت عمومی ($R = ۰/۶۱$) و روایی واگرا با همبستگی منفی با باور به شایسته‌سالاری علمی ($R = -۰/۶۴$) تأیید شد.

نتیجه‌گیری: مقیاس آشفته‌گی روانی تحصیلی از روایی و پایایی مناسبی برخوردار است و می‌تواند به‌عنوان ابزاری معتبر برای پژوهش و ارزیابی بالینی آشفته‌گی روانی در دانشجویان مورد استفاده قرار گیرد. افزون بر این کاهش سطح باور به شایسته‌سالاری علمی در جامعه با افزایش میزان آشفته‌گی روانی تحصیلی در دانشجویان همراه است.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۴/۰۶

تاریخ داوری: ۱۴۰۴/۰۶/۲۵

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۶/۲۹

از دستگاه خود برای اسکن و خواندن مقاله به صورت آنلاین استفاده کنید



DOI:

10.71952/jpmm.2025.16260.5277

واژه‌های کلیدی:

آشفته‌گی روانی تحصیلی، رواسازی، شایسته‌سالاری علمی

* نویسنده مسئول: سجاد بشرپور

نشانی: استاد، گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه محقق اردبیلی، اردبیل، ایران

تلفن: ۰۹۸۹۳۰۳۹۵۲۹۹۱

پست الکترونیکی: basharpour_sajjad@uma.ac.ir

مقدمه

دوران جوانی نوظهور، مرحله‌ای بین نوجوانی و بزرگسالی است که با تغییرات و چالش‌های متعددی همچون رسیدن به استقلال مالی، تصمیم‌گیری درباره شغل و روابط نزدیک، و آماده‌سازی برای زندگی بزرگسالی همراه است. برای بسیاری از افراد، این دوره با سال‌های تحصیل در دانشگاه هم‌زمان می‌شود؛ دوره‌ای که مسئولیت‌ها و فشارهای مضاعفی مانند انجام وظایف تحصیلی، تغییر شرایط زندگی و سازگاری با محیط اجتماعی و آموزشی جدید را به همراه دارد (۱). ورود به دانشگاه از منظر سلامت روان اهمیت ویژه‌ای دارد، زیرا دانشجویان اغلب سطح بالاتری از فشار روانی نسبت به جمعیت عمومی تجربه می‌کنند و در فرآیند یادگیری با فشارها و چالش‌های روان‌شناختی متعددی مواجه می‌شوند که می‌تواند به بروز آشفتگی روانی تحصیلی^۱ منجر گردد (۳). آشفتگی روانی تحصیلی نوعی خاص از آشفتگی روان‌شناختی است که به واکنش‌های منفی دانشجویان در مواجهه با چالش‌ها و الزامات نقش دانشجویی اشاره دارد و شامل تجارب هیجانی، شناختی، جسمانی و اجتماعی و مرتبط با محیط دانشگاه است. این سازه، ابعادی همچون اضطراب، افسردگی، کاهش انگیزه، خستگی ذهنی، تظاهرات جسمانی ناشی از استرس تحصیلی و احساس انزوا یا ناکامی در روابط اجتماعی دانشگاهی را دربر می‌گیرد و بیانگر اختلال در سازگاری دانشجو با وظایف و نقش‌های تحصیلی است (۳). پژوهش‌ها نشان می‌دهند که مشکلات سلامت روان در میان دانشجویان بسیار شایع است (۲، ۱۱). مطالعات اولیه نشان داده‌اند که آشفتگی تحصیلی با پیامدهای منفی متعددی مرتبط است، از جمله با افزایش خطر شکست تحصیلی و ترک تحصیل (۴، ۱۲) و سلامت روانی ضعیف‌تر (۱۳) همراه است. در نتیجه، درخواست برای خدمات حمایتی سلامت روان به‌ویژه در مراکز مشاوره دانشگاهی به‌طور مداوم افزایش یافته است (۱۴).

بر اساس مدل استرس - ناراحتی، ناراحتی روانی نتیجه ادراک تهدید و ناتوانی در مقابله با آن و رخ دادن استرس است. در میان جمعیت دانشجویان، چالش‌های تحصیلی یکی از مهم‌ترین منابع استرس بوده و به‌عنوان پیش‌بینی‌کننده قوی مشکلات هیجانی دانشجویان شناخته می‌شود (۱۵). مطالعات اخیر نشان داده‌اند که حدود ۳۰ درصد دانشجویان علائم افسردگی و اضطراب را تجربه می‌کنند. هرچند این علائم غالباً در سطح خرده‌بالینی^۲ باقی می‌مانند، اما همچنان آثار قابل‌توجهی بر عملکرد و زندگی تحصیلی دارند (۱۵). یافته‌های مک‌این‌تایر و همکاران (۱۶) نشان داد که تنهایی و استرس ناشی از ارزیابی‌ها (مانند امتحانات و تکالیف) از قوی‌ترین پیش‌بینی‌کننده‌های ناراحتی روانی

دانشجویان هستند. همچنین، رضایت از تحصیل به‌عنوان پیش‌بینی‌کننده قوی افسردگی، اضطراب، استرس و بهزیستی روانی شناسایی شده است (۱۱).

افزون بر عوامل فردی، متغیرهای اجتماعی - روان‌شناختی نیز نقشی مهم در تجربه دانشجویان از آشفتگی روانی دارند. یکی از این متغیرها باور به شایسته‌سالاری علمی است (۱۲). براساس فرهنگ انگلیسی اکسفورد، شایستگی به معنای «شایسته‌پاداش یا قدردانی بودن» تعریف شده است (۱۷). اصطلاح «شایسته‌سالاری» نخستین بار در سال ۱۹۵۸ توسط مایکل یانگ (۱۹۶۲) مطرح شد. یانگ شایستگی را ترکیبی از هوش فردی (IQ) و تلاش فردی تعریف کرد (۱۸). شایسته‌سالاری علمی بدین معناست که پیشرفت علمی و جایگاه اجتماعی افراد بر اساس دانش، تلاش و توانمندی‌های واقعی آنان تعیین شود و بر اساس روابط شخصی، جایگاه اجتماعی یا تبعیض نباشد (۶). پژوهش‌ها نشان داده‌اند که باور به شایسته‌سالاری در جامعه به خصوص با تمرکز بر علم و دانش افراد، می‌تواند اثر محافظتی بر سلامت روان داشته باشد. در این خصوص، دارنون و همکاران (۵) دریافتند که باور به شایسته‌سالاری در محیط تحصیل باعث افزایش عزت‌نفس و کاهش کناره‌گیری روانی از تحصیل می‌شود. همچنین، پژوهش‌های کرایمر و اولافسن (۱۹) و هنریکسون (۲۰) نشان داده‌اند که باور به شایسته‌سالاری در سطح اجتماعی با بهزیستی روانی و کاهش فرسودگی شغلی مرتبط است. وارگاس - سولفات و همکاران (۲۱) گزارش کردند، افرادی که باور دارند «سیستم عادلانه است» معمولاً رضایت از زندگی بالاتر، اضطراب و افسردگی کمتر دارند. نتایج مطالعه هنری (۲۲) نشان داد که اگرچه باورهای شایسته‌سالاری با جنبه‌هایی از بهزیستی روانی همبستگی معنادار دارند، اما فشار مالی همبستگی قوی‌تری در کل شاخص‌ها از خود نشان داد. زاهو (۷) نیز در مطالعه‌ای مطرح کرد که باور به شایسته‌سالاری می‌تواند به‌عنوان یک مکانیسم مقابله‌ای عمل کند و عزت‌نفس و احساس تعلق دانشجویان را تقویت کند. این باور باعث می‌شود دانشجویان، حتی در شرایط اقتصادی یا اجتماعی پایین، احساس کنترل بر زندگی خود داشته باشند و بهزیستی روانی آنان ارتقا یابد. در این میان، ادراک کنترل فردی نقش میانجی دارد و این باور به‌عنوان یک عامل محافظتی عمل می‌کند.

با توجه به اهمیت سازه آشفتگی روانی تحصیلی، ضرورت دسترسی به ابزارهای معتبر برای سنجش آن آشکار است. ابزارهای عمومی سنجش آشفتگی روانی، هرچند مفید، قادر به ارزیابی چندبعدی این سازه در محیط دانشگاهی نیستند. بر همین اساس، در کنار ابزارهای عمومی سنجش آشفتگی روانی، نیاز

². subclinical

¹. Academic Psychological Distress – APD

مواد و روش‌ها

این پژوهش یک مطالعه توصیفی-مقطعی از نوع روان‌سنجی است. جامعه آماری شامل کلیه دانشجویان مقاطع گوناگون تحصیلی در ایران بود که در سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۴ براساس فراخوان اینترنتی در پیام‌رسان‌های اجتماعی تلگرام و ایتا و شبکه اجتماعی اینستاگرام با روش نمونه‌گیری در دسترس در پژوهش شرکت کردند. علت استفاده از فراخوان اینترنتی در انتخاب نمونه، امکان دسترسی به گروه‌های پراکنده جغرافیایی، تنوع اطلاعات جمعیت شناختی شرکت‌کنندگان و صرفه‌جویی در منابع پژوهش بود. به‌منظور انجام تحلیل‌های عاملی اکتشافی و تأییدی، حجم نمونه بر اساس قاعده سرانگشتی و با استناد به پیشنهاد کلاین (۸) تعیین شد. بر این اساس، حداقل حجم نمونه می‌بایست بین ۵ تا ۱۰ برابر تعداد گویه‌ها باشد و نسبت ۱۰ به ۱ نسبت ایده‌آل‌تری تلقی می‌شود. به لحاظ اینکه نسخه پژوهشی مقیاس دارای ۲۵ گویه بود، حداقل حجم نمونه موردنیاز برای تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی برابر با ۲۵۰ نفر برآورد شد. برای اجرای تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی، با توجه به افزایش قدرت آزمون، کاهش خطای استاندارد، پایداری برآوردها و افزایش کفایت همبستگی، حجم نمونه بیش‌تر از حداقل مقدار پیشنهاد شده برنامه‌ریزی شد و در نهایت تعداد ۷۱۴ نفر وارد مطالعه شدند؛ به‌گونه‌ای که داده‌های ۳۵۷ نفر برای تحلیل عاملی اکتشافی (EFA) و داده‌های ۳۵۷ نفر دیگر برای تحلیل عاملی تأییدی (CFA) استفاده شد. اجرای مجزای تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی در این پژوهش، مبتنی بر ایده کلاین (۸) بود. این رویکرد به‌منظور جلوگیری از تورش برازش مدل، تقویت اعتبار بیرونی، افزایش تعمیم‌پذیری مقیاس و امکان مقایسه ساختار اکتشافی و تأییدی به‌کار رفت. فرآیند تقسیم نمونه با شیوه انتخاب تصادفی بود تا دو گروه از نظر متغیرهای جمعیت‌شناختی نظیر سن، جنس و سطح تحصیلات تفاوت معناداری با یکدیگر نداشته باشند.

برای تدوین نسخه فارسی مقیاس آشفتگی تحصیلی اسکندورا و همکاران (۳) از روش ترجمه مستقیم و بعد ترجمه معکوس^۲ بر اساس استانداردهای بین‌المللی در مطالعات روان‌سنجی استفاده شد (۹). ابتدا مقیاس توسط دو متخصص روان‌شناسی مسلط به زبان انگلیسی به‌طور مستقل به فارسی ترجمه شد. در مرحله بعد، دو نسخه ترجمه‌شده با یکدیگر مقایسه و در صورت وجود اختلاف، با اجماع ترجمه نهایی فارسی تدوین شد. نسخه نهایی فارسی، توسط یک مترجم حرفه‌ای و مستقل (که از هدف پژوهش آگاهی نداشت) مجدداً به زبان انگلیسی بازگردانده شد. سپس نسخه ترجمه معکوس با نسخه اصلی انگلیسی مقایسه شد و

آشکاری به ابزارهای ارزیابی متناسب با نیازهای خاص سلامت دانشجویان وجود دارد. چنین ابزارهایی نه‌تنها امکان ارزیابی عمیق‌تری از اثربخشی مداخلات روان‌شناختی در محیط‌های دانشگاهی را فراهم می‌کنند بلکه با شناسایی حوزه‌های خاص آسیب‌پذیری و آشفتگی مرتبط با زمینه دانشگاه، می‌توانند به هدایت این مداخلات کمک نمایند. بیش‌تر پژوهش‌ها از مقیاس آشفتگی تحصیلی در پرسش‌نامه ارزیابی علایم روان‌شناختی مراکز مشاوره^۱ (CCAPS-62) لوک و همکاران (۲۳) استفاده کرده‌اند که با وجود اعتبار بالای آن، چندبعدی بودن سازه را پوشش نمی‌دهد، هر چند که این مقیاس نیز صرفاً در مطالعات بین‌المللی استفاده شده است. در نتیجه، ابهام مفهومی آشفتگی تحصیلی و فقدان ابزارهای چندبعدی سنجش، پژوهش‌های پیشین در بررسی ابعاد متمایز این سازه با محدودیت مواجه بودند. برای رفع این خلأ، اسکندورا و همکاران (۳)، سازه «آشفتگی روان‌شناختی تحصیلی» را معرفی و ابعاد اصلی آن را شناسایی و ابزار مورد نیاز برای سنجش و ارزیابی را تدوین کرده‌اند. در این راستا مقیاس آشفتگی روانی تحصیلی (APDS) از سوی اسکندورا و همکاران (۳) تدوین شد و در مطالعات بین‌المللی به کار گرفته شده است، اما در ایران نیازمند رواسازی و هنجاریابی است. رواسازی مقیاس آشفتگی روانی تحصیلی (APDS)، می‌تواند به‌عنوان ابزاری بومی و معتبر برای شناسایی مشکلات روانی تحصیلی دانشجویان ایرانی باشد. افزون بر این، پژوهش‌های پیشین غالباً به عوامل فردی در حوزه سلامت روان تمرکز داشته‌اند و نقش عوامل موقعیتی-اجتماعی مانند باور به شایسته‌سالاری علمی کم‌تر مورد توجه قرار گرفته است (۲۴). با این وجود، تاکنون پژوهشی در ایران به‌طور همزمان به رواسازی مقیاس آشفتگی روانی تحصیلی (APDS) و بررسی رابطه آن با باور به شایسته‌سالاری علمی در جامعه نپرداخته است. این خلأ پژوهشی، ضرورت انجام مطالعه حاضر را برجسته می‌سازد. براین اساس در کنار بررسی ویژگی‌های روانسنجی مقیاس آشفتگی روانی تحصیلی، این پژوهش رابطه آن را با باور به شایسته‌سالاری علمی در جامعه دانشجویی بررسی می‌کند. این مطالعه می‌تواند افزون بر غنی‌سازی ادبیات روان‌شناسی تحصیلی، به سیاست‌گذاران آموزشی در طراحی مداخلات پیشگیرانه و ارتقای سلامت روانی دانشجویان یاری رساند. بر این اساس این پژوهش با دو هدف اصلی انجام می‌شود: ۱. رواسازی مقیاس آشفتگی روانی تحصیلی (APDS) در جامعه ایرانی. ۲. بررسی رابطه بین آشفتگی روانی تحصیلی و باور به شایسته‌سالاری علمی در جامعه.

^۲. forward-backward translation

^۱. Counseling Center Assessment of Psychological Symptoms-62 (CCAPS-62)

ناهماهنگی‌های احتمالی در معنا، واژگان و ساختار جملات بررسی و اصلاح شد. در ادامه، برای اطمینان از تناسب فرهنگی و زبانی نسخه فارسی ابزار، ابتدا روایی صوری آن مورد بررسی قرار گرفت. بدین منظور، پرسش‌نامه به صورت آزمایشی در اختیار ۱۰ نفر از دانشجویان قرار گرفت تا در مورد میزان وضوح، سادگی و قابل فهم بودن گویه‌ها نظر دهند. بازخوردهای دریافتی حاکی از آن بود که تمامی گویه‌ها از دیدگاه پاسخ‌دهندگان شفاف و قابل درک بوده و نیازمند تغییر اساسی نیستند. در گام بعد، روایی محتوایی ابزار توسط ۸ نفر از اعضای هیئت علمی روان‌شناسی و متخصصان روان‌سنجی ارزیابی شد. داوران هر گویه را بر اساس میزان تناسب مفهومی با سازه مورد نظر، وضوح و شفافیت بیان و هماهنگی با فرهنگ و زبان فارسی قضاوت کردند. اصلاحات پیشنهادی در متن گویه‌ها اعمال گردید. افزون بر این، روایی محتوایی ابزار به صورت کمی با استفاده از دو شاخص مورد بررسی قرار گرفت: نسبت روایی محتوا^۱ (CVR): برای هر گویه با فرمول لوشه (۲۵) محاسبه گردید. بر اساس جدول مقادیر بحرانی لوشه، در صورتی که تعداد داوران ۸ نفر باشد، مقدار ۰/۷۵ به عنوان حداقل قابل قبول در نظر گرفته می‌شود؛ بنابراین، تنها گویه‌هایی با نسبت روایی محتوا بالای ۰/۷۵ حفظ شدند (CVR ≥ ۰/۷۵). شاخص روایی محتوا^۲ (CVI): این شاخص وضوح، سادگی و مرتبط بودن گویه‌ها را بر اساس مقیاس چهاردرجه‌ای توسط داوران ارزیابی می‌کند (۲۶). بر اساس معیارهای پیشنهادی، مقدار شاخص روایی بالای ۰/۷۹ نشان‌دهنده روایی مطلوب است. نتایج نشان داد که مقادیر حاصل از هر دو شاخص بالاتر از مقادیر بحرانی توصیه شده بود و بدین ترتیب، روایی صوری و محتوایی مقیاس در سطح مطلوب تأیید گردید. پس از تأیید شدن روایی محتوایی و صوری، مقیاس آشفته‌گی روانی تحصیلی با ۲۵ گویه نهایی روی نمونه اصلی اجرا شد. معیار ورود به پژوهش شامل دانشجو بودن، تابعیت و سکونت در ایران، دسترسی به اینترنت، توانایی پاسخدهی به پرسش‌نامه‌ها، اعلام رضایت آگاهانه برای شرکت در پژوهش و عدم داشتن گزارش تشخیص اختلالات روان‌پزشکی بود و ملاک خروج از پژوهش عدم تکمیل کامل پرسش‌نامه، پاسخ‌های غیرمنطقی یا الگودار (انتخاب یک گزینه در تمام گویه‌ها)، شرکت‌کننده تکراری (بر اساس بررسی IP یا کد شناسایی) و نقص در معیارهای ورود بود. فراخوان پژوهش از راه پیام‌رسان‌ها، شبکه‌های اجتماعی و صفحات دانشجویی در ایتا، تلگرام، روبیکا، واتساپ و اینستاگرام منتشر شد. لینک پرسش‌نامه برخط در اختیار گروه‌ها، کانال‌ها و صفحه‌های اطلاع‌رسانی دانشجویی قرار گرفت تا دانشجویان علاقه‌مند پس از مطالعه

اهداف پژوهش و شرایط مشارکت، به صورت داوطلبانه اقدام به تکمیل پرسش‌نامه کنند. شرکت‌کنندگان پس از مطالعه اهداف پژوهش و اعلام رضایت‌نامه الکترونیکی، پرسش‌نامه را تکمیل کردند. اطلاعات گردآوری شده محرمانه باقی ماند و صرفاً در راستای اهداف پژوهش مورد استفاده قرار گرفت. همچنین، در فرآیند جمع‌آوری داده‌ها، بر اصول اخلاقی همچون امکان انصراف آزادانه از پژوهش، تضمین محرمانگی و حریم خصوصی اطلاعات شرکت‌کنندگان و مسئولیت‌پذیری پژوهشگر در قبال حقوق افراد شرکت‌کننده تأکید شد. با توجه به اینکه محتوای گویه‌ها فاقد پرسش‌های آسیب‌زا یا غیراخلاقی بود، احتمال بروز آسیب‌های روانی یا اجتماعی برای شرکت‌کنندگان منتفی تلقی شد. در نهایت داده‌های جمع‌آوری شده وارد نرم افزارهای آماری SPSS24 و AMOSE24 گردید و با روش تحلیل عاملی اکتشافی و تحلیل عاملی تاییدی تحلیل گردید.

ابزار پژوهش

مقیاس آشفته‌گی روانی تحصیلی (APD): مطابق با هدف پژوهش، این مقیاس در این پژوهش براساس اصول روان‌سنجی در جمعیت دانشجویی ایرانی رواسازی شده است. نسخه اصلی این مقیاس توسط اسکندورا و همکاران (۲۰۲۵) تدوین و رواسازی شده است. این مقیاس شامل ۶ زیرمقیاس اضطراب تحصیلی، پاسخ‌های جسمانی استرس تحصیلی، تنهایی تحصیلی، خودارزشمندی منفی تحصیلی، خستگی تحصیلی و بی‌انگیزگی تحصیلی است. نمرات بالاتر در این مقیاس، نشان‌دهنده میزان بالاتر آشفته‌گی روانی تحصیلی هستند. پاسخدهی به گویه‌ها در قالب مقیاس لیکرت پنج‌درجه‌ای (صفر = کاملاً مخالفم تا ۴ = کاملاً موافقم) انجام می‌گیرد. دامنه نمرات نمره کل مقیاس بین صفر تا ۹۶ متغیر است.

پرسش‌نامه سلامت عمومی^۳ (GHQ-12): پرسش‌نامه ۱۲سؤالی سلامت عمومی توسط گلدبرگ و ویلیامز (۲۷) تدوین گردید. این پرسش‌نامه دارای دو عامل نشانه‌های سلامت روانی مثبت (گویه‌های ۲، ۳، ۴، ۶، ۱۰ و ۱۲) و نشانه‌های اختلال روانی (گویه‌های ۱، ۵، ۷، ۸، ۹ و ۱۱) است. شیوه نمره‌گذاری در این پرسش‌نامه به صورت لیکرتی چهاردرجه‌ای است (اصلاً = ۰، در حد معمول = ۱، بیش‌تر از حد معمول = ۲، خیلی بیش‌تر از حد معمول = ۳) و دامنه نمرات بین صفر تا ۳۶ متغیر است. نمرات بالاتر نشان‌دهنده سلامت عمومی پایین‌تر هستند. روایی همگرا، تشخیصی و سازه‌ای این پرسش‌نامه توسط سازندگان آن تأیید شده است. این پرسش‌نامه همچنین، همبستگی بالایی با

3. General Health Questionnaires

1. Content Validity Ratio

2. Content Validity Index

عامل بارگذاری شدند. واریانس تبیین شده توسط این عامل ۷۲٪ بود. بارهای عاملی گویه‌های باقی مانده به ترتیب ردیف گویه ۰/۸۱، ۰/۷۸، ۰/۷۶، ۰/۷۴، ۰/۷۰ و ۰/۶۹ بودند (متن کامل گویه‌ها در پیوست الف آمده است). تحلیل عاملی تأییدی (با استفاده از نرم‌افزار AMOS) نیز برازش مدل تک‌عاملی را تأیید نمود ($CFI=0/93$ ، $TLI=0/91$ ، $RMSEA=0/06$ ، $\chi^2/df=1/62$). روایی همزمان ابزار با محاسبه ضریب همبستگی پیرسون با مقیاس آشفتگی روانی تحصیلی تأیید شد ($R=0/64$ ، $P<0/01$). پایایی پرسش‌نامه از راه همسانی درونی بررسی شد که مقدار آلفای کرونباخ برای کل ابزار برابر با ۰/۸۱ بدست آمد. همچنین، پایایی بازآزمایی با فاصله دو هفته روی یک نمونه ۳۰ نفری برابر با ۰/۷۷ بود. این نتایج نشان می‌دهند که پرسش‌نامه ۶ گویه‌ای ادراک شایسته‌سالاری علمی از ویژگی‌های روان‌سنجی مطلوبی برخوردار است و می‌تواند به عنوان ابزاری معتبر و پایا در پژوهش‌های علمی به کار گرفته شود.

نتایج

در مجموع، تعداد ۷۱۴ نفر در این پژوهش شرکت کردند. از این میان، ۳۶۵ نفر (۵۱/۱۲ درصد) زن و ۳۴۹ نفر (۴۸/۸۷ درصد) مرد بودند. میانگین سنی شرکت‌کنندگان ۲۳ سال با انحراف معیار ۷/۱۰ گزارش شد. از نظر وضعیت تأهل، ۹۸ نفر متأهل و ۶۱۶ نفر مجرد بودند. در رابطه با مقطع تحصیلی، ۵۵۵ نفر در مقطع کارشناسی، ۱۱۱ نفر در مقطع کارشناسی ارشد و ۴۸ نفر در مقطع دکتری بودند. جدول ۱ آمار توصیفی و ضرایب همبستگی بین متغیرهای پژوهش را ارائه می‌کند. مقادیر چولگی تمامی متغیرها در بازه قابل قبول (± 2) و مقادیر کشیدگی تمام متغیرها نیز در بازه قابل قبول (± 7) قرار دارند؛ این نتایج با معیارهای پیشنهادی کلاین (۸) همخوان است و نشان می‌دهد که پیش‌فرض نرمال بودن توزیع تک‌متغیری داده‌ها برقرار است.

مصاحبه‌های بالینی ساخت‌یافته داشته و توانایی تمایز میان افراد بیمار و غیربیمار را نشان داده است. گلدبرگ و ویلیامز (۲۷) پایایی درونی مقیاس را بین ۰/۸۲ تا ۰/۹۰ و پایایی بازآزمایی در فاصله زمانی سه‌هفته‌ای را بین ۰/۷۸ تا ۰/۹۰ گزارش کرده‌اند. در ایران، یعقوبی و همکاران (۲۸) با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی، ساختار دوعاملی این پرسش‌نامه را تأیید کردند. آن‌ها ضریب آلفای کرونباخ پرسش‌نامه را ۰/۹۲ و ضرایب اعتبار تصنیف و اسپیرمن - براون را ۰/۹۱ گزارش کردند. در این پژوهش، ضریب همبستگی پرسش‌نامه سلامت عمومی با نمره کل مقیاس آشفتگی روانی تحصیلی ۰/۷۵ و پایایی درونی آن به روش آلفای کرونباخ، ۰/۸۹ بدست آمد.

مقیاس باور به شایسته‌سالاری علمی جامعه: برای سنجش ادراک افراد از شایسته‌سالاری علمی در جامعه، یک پرسش‌نامه محقق‌ساخته ۶ گویه‌ای طراحی گردید. پاسخ‌دهی به گویه‌ها به صورت لیکرتی پنج درجه‌ای (کاملاً مخالفم=۱ و کاملاً موافقم=۵) بود. نمره بیش‌تر باور به شایسته‌سالاری علمی در جامعه را نشان می‌دهد. روایی محتوایی ابزار توسط ۸ نفر از متخصصان حوزه روان‌شناسی و علوم تربیتی بررسی شد. نسبت روایی محتوا (CVR) برای همه گویه‌ها بالاتر از مقدار بحرانی جدول لاوشه (۰/۷۵ برای ۸ متخصص) بود و میانگین شاخص روایی محتوا (CVI) برابر با ۰/۸۷ بدست آمد که نشان‌دهنده کفایت محتوایی پرسش‌نامه است. همچنین، روایی صوری ابزار به صورت کیفی و کمی بررسی شد؛ به طوری که همه گویه‌ها از نظر وضوح و تناسب مورد تأیید نمونه هدف بودند و شاخص اثر آیتم^۱ برای هیچ گویه‌ای کم‌تر از ۱/۵ نبود. برای بررسی روایی سازه، تحلیل عاملی اکتشافی (EFA) با استفاده از روش استخراج مؤلفه‌های اصلی^۲ و چرخش واریماکس^۳ روی نمونه‌ای شامل ۲۰۰ نفر انجام شد. شاخص KMO برابر با ۰/۸۲ و آزمون بارتلت معنادار بود ($P<0/01$)، که کفایت داده‌ها برای تحلیل عاملی را تأیید کرد. از ۱۰ گویه اولیه، ۶ گویه با بار عاملی بالاتر از ۰/۵۰ روی یک

جدول ۱. یافته‌های توصیفی و همبستگی متغیرهای پژوهش ($P<0/01$)

مؤلفه‌ها	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹
۱ اضطراب تحصیلی پاسخ‌های جسمانی استرس تحصیلی	۱								
۲	۰/۳۶	۱							

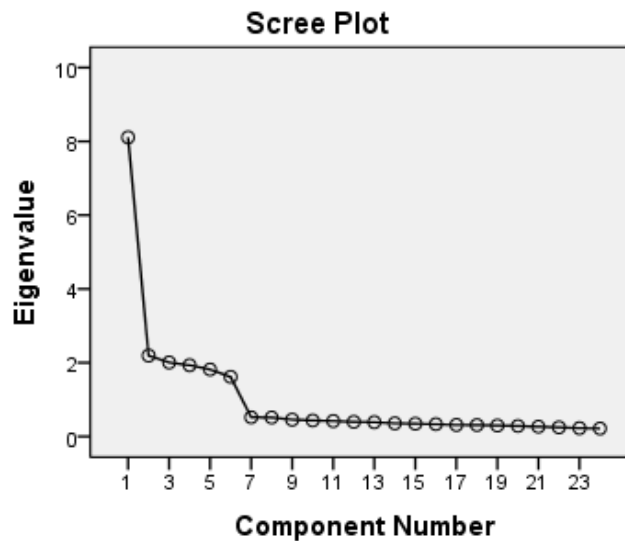
				۰/۸۲	۰/۷۷	فکر کردن به دانشگاه باعث می‌شود معده‌ام احساس خالی بودن کند و/یا گلویم گرفته شود.	
				۰/۷۹	۰/۷۱	فکر کردن به دانشگاه باعث می‌شود حالت تهوع پیدا کنم و یا استفراغ کنم.	
				۰/۸۳	۰/۷۴	در دانشگاه دارم احساس تنهایی و انزوا می‌کنم.	
				۰/۷۹	۰/۷۲	وقتی در دانشگاه هستم، احساس می‌کنم به آنجا تعلق ندارم.	تنهایی تحصیلی
۰/۸۹	۵۱/۲۸	۸/۳۵	۲	۰/۷۶	۰/۷۲	احساس می‌کنم کسی را ندارم که برای حل مشکلات دانشگاهی‌ام به او رجوع کنم.	
				۰/۸۰	۰/۷۴	در روابط خود با دیگران در دانشگاه، احساس ناتوانی و بی‌کفایتی می‌کنم.	
				۰/۷۹	۰/۷۲	نگرانم که به‌عنوان یک دانشجو مایه ناامیدی باشم.	
				۰/۸۲	۰/۷۳	احساس می‌کنم یک دانشجوی ضعیف هستم.	خوار از روی منی
۰/۸۸	۵۹/۳۲	۸/۰۴	۱/۹۳	۰/۸۰	۰/۷۲	احساس می‌کنم به‌عنوان یک دانشجو دارم شکست می‌خورم.	
				۰/۷۹	۰/۷۱	احساس می‌کنم یک دانشجوی ناتوان و بی‌کفایت هستم.	
				۰/۷۹	۰/۷۱	هنگام مطالعه یا در طول کلاس‌ها، تمرکز کردن برایم دشوار است.	
				۰/۸۵	۰/۷۲	در به خاطر سپردن مفاهیمی که مطالعه می‌کنم، مشکل زیادی دارم.	خستگی تحصیلی
۰/۸۸	۶۶/۸۹	۷۷/۵۶	۱/۸۱	۰/۷۸	۰/۷۸	هنگام تلاش برای مطالعه، احساس خستگی و/یا بی‌انرژی بودن می‌کنم.	
				۰/۸۳	۰/۷۴	تمایل دارم کارهای درسی و/یا آمادگی برای امتحانات را به تعویق بیندازم.	
				۰/۸۲	۰/۷۵	انتظار مثبتی از آینده تحصیلی‌ام ندارم.	
				۰/۸۲	۰/۷۷	احساس می‌کنم درس خواندن بی‌فایده است.	
۰/۸۸	۷۳/۶۳	۶/۷۳	۱/۶۱	۰/۷۷	۰/۷۱	احساس می‌کنم هیچ چیز در تجربه دانشگاهی‌ام برایم شادی یا هیجان به همراه ندارد.	بی‌انگیزگی تحصیلی
				۰/۷۹	۰/۷۱	نگرانی‌ها یا مشکلات تحصیلی باعث می‌شود بطور جدی به ترک تحصیل فکر کنم.	

است. همچنین، مقادیر واریانس مشترک^۱ برای هر یک از گویه‌ها مورد بررسی قرار گرفت. این مقادیر در بازه‌ای بین ۰/۶۷ تا ۰/۷۸ قرار داشتند که بیانگر آن است که ۶۷ تا ۷۸ درصد از واریانس هر گویه توسط عامل‌های استخراج‌شده تبیین شده است. این نتایج نشان می‌دهد که گویه‌ها با ساختار عاملی هم‌راستایی مناسبی داشته و در مدل عاملی نقشی معنادار ایفا می‌کنند. یافته‌های تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد که مقیاس آشفستگی روانی تحصیلی از ساختار ۶ بعدی برخوردار است و ۲۴ گویه نهایی آن به طور مناسبی بر ۶ عامل بارگذاری شده‌اند. این ساختار نظری با پیش فرض‌های مفهومی سازگار است و زمینه را برای تحلیل عاملی تأییدی فراهم می‌سازد.

براساس جدول ۲، در تحلیل عاملی اکتشافی با استفاده از معیار کایزر (۲۹) یعنی ملاک ارزش ویژه بزرگ‌تر از ۱، تعداد ۶ عامل استخراج شد که در مجموع ۷۳/۶۳ درصد از واریانس کل را تبیین کردند. از مجموع ۲۵ گویه اولیه، ۲۴ گویه دارای بار عاملی بالاتر از ۰/۴۰ بودند و به ۶ عامل اصلی بارگذاری شدند. ۱ گویه از مقیاس آشفستگی روانی تحصیلی به دلیل بارگذاری همزمان بر چند عامل حذف شد. به‌منظور ساده‌سازی تفسیر ساختار عاملی و کاهش بارهای متقاطع، از چرخش عاملی متعامد واریماکس بهره گرفته شد. پس از اعمال چرخش، بارهای عاملی گویه‌ها بر روی عامل‌های متناظر خود بالاتر از ۰/۷۰ بدست آمد که نشان‌دهنده همبستگی قوی بین گویه‌ها و عامل‌های مربوطه

1. Communality

در ادامه، به منظور تعیین تعداد عامل‌های مناسب برای نگه‌داری در تحلیل عاملی، از نمودار سنگ‌ریزه‌ای^۱ استفاده شد.



شکل ۱. نمودار سنگ‌ریزه براساس تحلیل عاملی اکتشافی

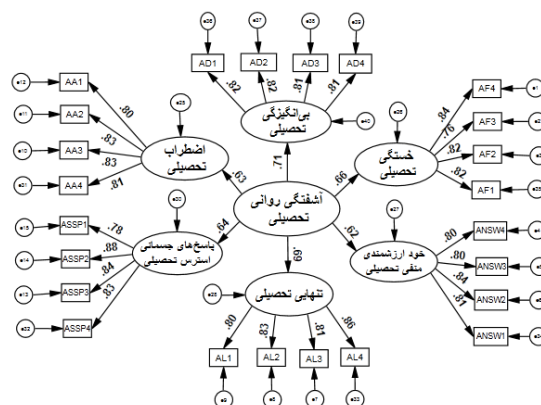
آمد که بر اساس ملاک کایزر (۱۹۷۴)، در دامنه «خیلی خوب» قرار دارد و نشان‌دهنده کفایت نمونه برای تحلیل عاملی تاییدی است. همچنین، نتایج آزمون کرویت بارتلت نیز معنادار بود ($\chi^2 = 5445/944$, $df = 276$, $P < 0/001$). بنابراین، داده‌ها برای اجرای تحلیل عاملی تاییدی مناسب تشخیص داده شدند. هدف از تحلیل عاملی تاییدی، بررسی میزان برازش مدل عاملی پیشنهادی با داده‌های گردآوری‌شده در نمونه ایرانی و نیز تأیید ساختار عاملی به‌دست‌آمده از تحلیل اکتشافی بود. به بیان دیگر، تحلیل عاملی اکتشافی برای شناسایی ساختار عاملی بالقوه در بافت فرهنگی ایران به کار گرفته شد و در ادامه، تحلیل عاملی تاییدی برای آزمون تجربی مدل مفروض با تکیه بر یافته‌های تحلیل اکتشافی و مطالعات پیشین صورت گرفت. در این راستا، برای بررسی ساختار عاملی مقیاس آشفته‌گی روانی تحصیلی و سنجش میزان تبیین‌پذیری زیرمقیاس‌های آن توسط یک عامل فراگیر، از تحلیل عاملی تاییدی مرتبه دوم استفاده شد.

همان‌گونه که در شکل ۱ مشاهده می‌شود، از عامل هفتم به بعد، روند کاهش ارزش ویژه‌ها یکنواخت شده و شیب منحنی به‌طور قابل‌توجهی کاهش یافته است. بر این اساس و مطابق با معیار «نقطه زانو»^۲ که نخستین‌بار توسط ریموند کتل (۳۰) پیشنهاد شده است، تعداد ۶ عامل اصلی برای نگه‌داری مناسب تشخیص داده شد. این نتیجه با معیار پیشنهادی کایزر (۲۹) و هاوارد (۳۱) نیز هم‌راستا است و نشان می‌دهد که ساختار عاملی استخراج‌شده از داده‌ها، از کفایت و سادگی مناسبی برخوردار است.

پس از اجرای تحلیل عاملی اکتشافی (EFA)، به‌منظور کشف ساختار عاملی مقیاس مورد بررسی و اطمینان از کفایت واریانس تبیین‌شده توسط عامل‌های استخراج‌شده با استفاده از داده‌های حاصل شده از یک نمونه مستقل دیگر، تحلیل عاملی تاییدی (CFA) اجرا شد. پیش از انجام تحلیل عاملی تاییدی، شاخص کفایت نمونه‌گیری کایزر-مایر-اولکین (KMO) و آزمون کرویت بارتلت محاسبه شد. مقدار شاخص KMO برابر با ۰/۹۱ بدست

^۲. Elbow Point

^۱. Scree Plot



شکل ۲. تحلیل عاملی تأییدی تک عاملی (مرتب دوم) مقیاس آشفته‌گی روانی تحصیلی

معنادار ($P < 0.001$) هستند که این نشان‌دهنده همبستگی مناسب عامل‌های مرتبه نخست (۶ عامل) با عامل کلی است. این مقادیر نشان می‌دهند که عامل «آشفته‌گی روانی تحصیلی» به‌طور معناداری ۶ مؤلفه فرعی را تبیین می‌کند و ساختار سلسله‌مراتبی مقیاس تأیید می‌شود. در ادامه، به‌منظور ارزیابی میزان برازش مدل نظری تحلیل عاملی تأییدی (CFA) با داده‌های تجربی، مجموعه‌ای از شاخص‌های برازش مورد بررسی قرار گرفت (جدول ۳).

شکل ۲ نمایانگر مدل مفهومی آزموده‌شده در این تحلیل است. تحلیل عاملی تأییدی مرتبه دوم نشان داد که ساختار مقیاس شامل ۶ زیرمقیاس است که به‌عنوان عامل‌های مرتبه نخست در نظر گرفته شدند (شکل ۲). این ۶ عامل تحت تأثیر یک عامل کلی‌تر به نام «آشفته‌گی روانی تحصیلی» قرار دارند که به‌عنوان عامل مرتبه دوم ایفای نقش می‌کند. بررسی بارهای عاملی زیرمقیاس‌ها با عامل اصلی نشان داد که بارهای عاملی در محدوده‌ای بین ۰/۶۲ تا ۰/۷۱ قرار دارند و از نظر آماری

جدول ۳. شاخص‌های برازش مدل

متغیر	مقدار	دامنه تأیید
آزمون مجذور کای (χ^2)	۴۰۰/۶۱۸	-
درجه آزادی (df)	۲۴۶	-
نسبت مجذور کای به درجه آزادی (χ^2/df)	۱/۶۲	$3 >$
سطح معنی‌داری (P)	۰/۱۲	$P > 0.05$
شاخص نیکویی برازش (GFI)	۰/۹۲	> 0.90
شاخص نیکویی برازش تعدیل یافته (AGFI)	۰/۹۱	> 0.90
شاخص برازش نسبی (RFI)	۰/۹۱	> 0.90
شاخص برازش افزایشی (IFI)	۰/۹۵	> 0.90
شاخص برازش تطبیقی (CFI)	۰/۹۵	> 0.90
شاخص توکلر-لوپس (TLI)	۰/۹۴	> 0.90
ریشه میانگین مجذورات خطای برآورد (RMSEA)	۰/۰۵	< 0.08
شاخص برازش هنجار شده (NFI)	۰/۹۲	> 0.90

داشتند که نشان‌دهنده برازش مناسب مدل می‌باشند (۸). بنابراین، با توجه به مقادیر بدست‌آمده، می‌توان نتیجه گرفت که مدل پیشنهادی با داده‌های گردآوری‌شده همخوانی و انطباق قابل قبولی دارد.

در ادامه، شاخص‌های روان‌سنجی مقیاس آشفته‌گی روانی شامل پایایی ترکیبی، پایایی درونی، پایایی بازآزمون، روایی

نتایج تحلیل عاملی تأییدی نشان داد که مدل پیشنهادی از برازش مطلوبی با داده‌ها برخوردار است. به‌طور مشخص، شاخص RMSEA کمتر از ۰/۰۸ بدست آمد که بیانگر خطای تقریب پایین است. همچنین، نسبت خی‌دو به درجه آزادی برابر با ۱/۰۳ و غیرمعنادار گزارش شد. سایر شاخص‌های برازش از جمله CFI، TLTI، IFI، GFI، AGFI، RFI همگی مقادیری بالاتر از ۰/۹۰

همگرا و واگرا درون ابزاری و روایی همگرا (مالاکی) مورد بررسی قرار گرفت. پایایی ترکیبی زیرمقیاس‌های اضطراب تحصیلی، پاسخ‌های جسمانی استرس تحصیلی، تنهایی تحصیلی، خودارزشمندی منفی تحصیلی، خستگی تحصیلی، بی‌انگیزگی تحصیلی و پایایی ترکیبی کل در کل بالاتر از $0/80$ و به ترتیب $0/89$ ، $0/90$ ، $0/89$ ، $0/88$ ، $0/88$ ، $0/88$ و $0/95$ بدست آمد که نشان‌دهنده سازگاری و هماهنگی گویه‌های یک سازه در اندازه‌گیری یک مفهوم واحد است (۳۲). همچنین، برای سنجش پایایی درونی، ضریب آلفای کرونباخ محاسبه شد، براساس گزارش جدول ۲، مقادیر آن برای هر یک از زیرمقیاس‌ها بالای $0/80$ و برای کل مقیاس $0/92$ بدست آمد. این مقادیر از نظر هیرو همکاران (۳۲) نشان دهنده پایایی درونی خوب هستند. برای بررسی پایایی بازآزمون، ابزار پس از ۱۵ روز بر روی ۶۰ نفر مجدداً اجرا شد. نتایج نشان داد که ضریب همبستگی آزمون-بازآزمون برای زیرمقیاس اضطراب تحصیلی $0/77$ ، پاسخ‌های جسمانی استرس تحصیلی $0/75$ ، تنهایی تحصیلی $0/77$ ، خودارزشمندی منفی تحصیلی $0/79$ ، خستگی تحصیلی $0/74$ ، بی‌انگیزگی تحصیلی $0/73$ و برای کل مقیاس $0/76$ بدست آمد که براساس نظر هیر و همکاران (۳۲) ضرایب بالاتر از $0/70$ نشان دهنده پایایی زمانی مطلوب است. در بررسی روایی سازه به روش همگرایی درون ابزاری طبق نظر فورنل و لارکر (۳۳)، میانگین واریانس استخراج‌شده^۱ (AVE) برای زیرمقیاس اضطراب تحصیلی $0/66$ ، پاسخ‌های جسمانی استرس تحصیلی $0/68$ ، تنهایی تحصیلی $0/67$ ، خودارزشمندی منفی تحصیلی $0/65$ ، خستگی تحصیلی $0/65$ ، بی‌انگیزگی تحصیلی $0/66$ و برای کل مقیاس $0/66$ بدست آمد. با توجه به اینکه میانگین واریانس استخراج‌شده تمامی زیرمقیاس‌ها و کل مقیاس بالاتر از $0/50$ بود، بنابراین مدل از نظر روایی همگرا وضعیت خوبی دارد. این بیانگر آن است که گویه‌های هر یک از عامل‌ها به خوبی توانسته‌اند سازه مربوط به خود را اندازه‌گیری کنند. از سوی دیگر براساس مقدار میانگین واریانس استخراج‌شده کل مقیاس، تمام گویه‌ها در مجموع توانستند سازه کلی مورد نظر را به خوبی اندازه‌گیری کنند. در بررسی روایی واگرایی درون ابزاری، از معیار فورنل و لارکر (۳۳) استفاده شد. مطابق با این رویکرد، ریشه دوم میانگین واریانس استخراج‌شده ($\sqrt{AVE}$) برای هر عامل باید بیش‌تر از همبستگی آن عامل با سایر عوامل مقیاس باشد. بر این اساس ریشه دوم میانگین واریانس استخراج‌شده زیرمقیاس اضطراب تحصیلی $0/81$ ، پاسخ‌های جسمانی استرس تحصیلی $0/82$ ، تنهایی تحصیلی $0/81$ ، خودارزشمندی منفی تحصیلی $0/80$ ، خستگی تحصیلی $0/80$ ، بی‌انگیزگی تحصیلی $0/81$

1. Average variance extracted

بدست می‌آید که بیش‌تر از همبستگی متقابل آن با سایر عوامل بود. این یافته نشان‌دهنده روایی واگرایی مطلوب مقیاس است، زیرا هر عامل بیش‌ترین همبستگی را با گویه‌های مربوط به خود داشته و از سایر عوامل متمایز بوده است. بر این اساس، می‌توان نتیجه گرفت که تمایز مفهومی میان عوامل گوناگون ابزار حفظ شده و ساختار مفهومی ابزار از نظر روایی واگرا قابل قبول است. برای بررسی روایی همگرا (مالاکی) از مقیاس سلامت عمومی (GHQ-12) گلدبرگ (۲۷) به‌عنوان یک ابزار معتبر خارجی استفاده شد. مطابق نتایج جدول شماره ۱، ضرایب همبستگی نمرات مقیاس سلامت عمومی با مقیاس آشفتگی روانی تحصیلی و زیرمقیاس‌های آن در سطح آماری ($P < 0/01$) معنادار بود که این یافته روایی همگرا مقیاس آشفتگی روانی تحصیلی را تأیید می‌کند. افزون بر این، رابطه آشفتگی روانی تحصیلی و زیرمقیاس‌های آن (شش زیرمقیاس) با باور فرد از شایسته‌سالاری علمی در جامعه به‌صورت منفی ($R = -0/64$) و معنادار ($P < 0/01$) مشاهده شد که می‌تواند روایی معیار همزمان (روایی واگرا) مقیاس آشفتگی روانی تحصیلی را تأیید کند.

بحث و نتیجه‌گیری

هدف اصلی این پژوهش، رواسازی مقیاس آشفتگی روانی تحصیلی (APDS) در جامعه دانشجویی ایرانی و بررسی رابطه آن با باور به شایسته‌سالاری علمی در جامعه بود. نتایج مربوط به روایی محتوایی و صوری نشان داد که گویه‌های مقیاس از نظر کارشناسان واجد صراحت، شفافیت و تطابق با مفاهیم نظری هستند. نتایج حاصل از مراحل گوناگون تحلیل داده‌ها نشان داد که مقیاس آشفتگی روانی تحصیلی (APDS) دارای ساختار عاملی پایدار و قابل قبول است و می‌تواند ابعاد گوناگون آشفتگی روانی تحصیلی را در محیط دانشگاهی به‌خوبی ارزیابی نماید. تایج تحلیل عاملی اکتشافی (EFA) نشان داد که ساختار مقیاس شامل ابعاد هیجانی، شناختی، رفتاری و جسمانی از قبیل اضطراب تحصیلی، پاسخ‌های جسمانی استرس تحصیلی، تنهایی تحصیلی، خودارزشمندی منفی تحصیلی، خستگی تحصیلی، بی‌انگیزگی تحصیلی است که با یافته‌های اسکندورا و همکاران (۳) همخوانی دارد. این ابعاد نمایانگر گستره‌ای از واکنش‌های دانشجویان در رویارویی با فشارهای تحصیلی و نقش‌های دانشگاهی هستند. تحلیل عاملی تأییدی (CFA) نیز نشان داد که مدل ۶ بعدی ارائه شده از مطابقت مناسبی با داده‌های جمعیت ایرانی برخوردار است که این امر پایایی سازه و ثبات ساختاری مقیاس را تأیید می‌کند. همچنین، بررسی روایی همگرا و واگرا درون ابزاری نشان داد که ابعاد گوناگون مقیاس به‌طور مستقل و متمایز می‌توانند جنبه‌های

متفاوت آشفته‌گی روانی تحصیلی را اندازه‌گیری کنند. روایی همگرا (ملاکی) نیز نشان داد که نمرات مقیاس با ابزارهای سنجش مرتبط از جمله مقیاس سلامت عمومی (GHQ-12) همبستگی معناداری دارد که بیانگر روایی مقیاس آشفته‌گی روانی تحصیلی است. از نظر پایایی، همسانی درونی مقیاس (آلفای کرونباخ) در حد قابل قبول بود و نتایج بازآزمایی ثبات نمرات را در طول زمان تایید نمود. پایایی ترکیبی نیز نشان داد گویه‌های یک بعد یا عامل با یکدیگر همبستگی کافی دارند و به طور کلی سازه مورد نظر را به صورت پایدار و قابل اعتماد اندازه‌گیری می‌کنند. این یافته‌ها نشان می‌دهند که مقیاس مقیاس آشفته‌گی روانی تحصیلی (APDS) نه تنها از نظر ساختاری معتبر است، بلکه از نظر آماری نیز ابزار قابل اعتمادی برای سنجش آشفته‌گی روانی تحصیلی در دانشجویان ایرانی محسوب می‌شود. نتایج حاصل از بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس آشفته‌گی روانی تحصیلی نشان داد که ساختار شش‌بعدی مقیاس در جامعه ایرانی با یافته‌های اسکندورا و همکاران (۳) همسو است. با این حال، اختلافات جزئی نیز مشاهده شد. به‌طور خاص، تحلیل عاملی اکتشافی نسخه ۲۴ گویه‌ای از مقیاس را نشان داد، در حالی که نسخه اصلی شامل ۲۵ گویه بود، یک گویه در جامعه ایرانی در زیرمقیاس خودارزشی منفی تحصیلی حذف شد. همچنین، اختلاف در بارهای عاملی مشاهده شد. این اختلافات در بارهای عاملی ناشی از تفاوت‌های فرهنگی و زبانی بین نمونه‌ها در جغرافیای متفاوت است و دلیلی بر ضرورت رواسازی و بومی‌سازی مقیاس در جامعه ایرانی بود. در نهایت، یافته‌های پژوهش با ارائه ابزار بومی و چندبعدی، محدودیت‌های پژوهش‌های گذشته که بیش‌تر بر مقیاس‌های تک‌بعدی یا خارجی تمرکز داشتند را برطرف کرد.

در ادامه رابطه آشفته‌گی روانی تحصیلی با باور به شایسته‌سالاری علمی در جامعه بررسی شد. نتایج نشان داد که باور به شایسته‌سالاری علمی با کاهش سطوح آشفته‌گی روانی تحصیلی مرتبط است. این یافته شواهدی در تأیید روایی سازه به‌ویژه روایی واگرا مقیاس آشفته‌گی روانی تحصیلی فراهم می‌کند. این یافته با پژوهش‌های پیشین مانند دارنون و همکاران (۵)، کراینر و اولافسن (۱۹)، هنریکسون (۲۰)، هنری (۲۲)، وارگاس سولفات و همکاران (۲۱) و زاهو (۷) همسو است که نشان داده‌اند باور به عدالت و شایستگی می‌تواند نقش عامل محافظتی در برابر استرس و مشکلات روانی دانشجویان داشته باشد. این نتایج نشان می‌دهند که باور دانشجویان به عدالت و شایستگی‌سالاری از سوی جامعه می‌تواند به کاهش اضطراب، افسردگی، خستگی ذهنی و انزوا کمک کند و به‌عنوان یک

مکانیسم مقابله‌ای مؤثر عمل نماید. در تبیین نقش باور به شایسته‌سالاری در جامعه در آشفته‌گی روانی تحصیلی قابل ذکر است که باور به شایسته‌سالاری به‌عنوان سپری در برابر سختی‌ها و شکست‌ها است. زیرا باور به اینکه موفقیت نتیجه تلاش و سرمایه‌گذاری شخصی است، یک باور دلگرم‌کننده است و احساس کنترل بر رویدادها و امید به آینده را افزایش می‌دهد (۵). پژوهش‌های گسترده در زمینه استناددهی علی، از جمله مطالعه فراتحلیل برون و همکاران (۳۴) نشان داده است که ادراک کنترل‌پذیری اهمیت زیادی دارد؛ یعنی اینکه فرد معتقد باشد یک رویداد با تلاش و اقدامات خودش قابل دست‌یابی است، رفتار او در مواجهه با موقعیت‌های ناخوشایند را تعیین می‌کند. باور به شایسته‌سالاری علمی در جامعه بر اساس نظریه انتسابی^۱ واینر (۱۹۷۴) منجر به باور به تلاش شخصی (علت درونی)، پایداری فرصت‌ها و امکان دسترسی عادلانه به امکانات اجتماعی (پایداری) و باور به توانایی کنترل محیط (قابلیت کنترل) در دستیابی به موفقیت می‌گردد. این ابعاد می‌توانند تأثیرات شناختی و عاطفی بر رفتار افراد داشته باشند و در نتیجه بر انگیزش و عملکرد تحصیلی آن‌ها تأثیرگذار باشند (۳۵). همچنین، رابطه باور به شایسته‌سالاری در جامعه با آشفته‌گی روانی تحصیلی از راه نظریه تطابق فرد و محیط^۲ قابل توضیح است. این نظریه معتقد است که بررسی شباهت میان فرد و محیط می‌تواند برای درک تفکر و رفتار فردی استفاده شود (۳۶). این نظریه بر این نکته تأکید دارد که سلامت روان و رفتار فرد بستگی به میزان تطابق او با محیطش دارد. وقتی باورهای فرد (مثل باور به وجود شایسته‌سالاری در جامعه) با ارزش‌ها و انتظارات محیط اجتماعی یا کاری هماهنگ باشد، بهزیستی روانی بیش‌تر است و اگر ناهماهنگی وجود داشته باشد، آشفته‌گی روانی افزایش می‌یابد (۳۶). از سوی دیگر، رابطه باور به شایسته‌سالاری در جامعه با آشفته‌گی روانی تحصیلی با مفهوم بی‌تعدالی روانی^۳ قابل تشریح است. بی‌تعدالی روانی زمانی رخ می‌دهد که باورها و ارزش‌های فرد با واقعیت محیطی او ناسازگار باشند (۱). براین اساس وقتی افراد باور به شایسته‌سالاری دارند، اما با موانع سیستماتیک و نابرابری مواجه می‌شوند، این عدم تطابق باعث ایجاد بی‌تعدالی روانی، اضطراب و استرس می‌شود. در محیط‌های دانشگاهی، سطح باورهای شایسته‌سالاری می‌تواند از راه پدید آوردن تفکر انتقادی و افزایش آگاهی نسبت به نابرابری، منجر به احساس استرس شود (۲۰).

در کل، این مطالعه نشان داد که مقیاس آشفته‌گی روانی تحصیلی (APDS) دارای روایی و پایایی مناسب در جامعه

^۳ . Psychological Disequilibrium

^۱ . Attribution theory

^۲ . Person-Environment Fit

صورت گرفت که می‌تواند با سوگیری پاسخ‌دهی یا تمایل به ارائه پاسخ‌های مطلوب اجتماعی همراه باشد. بر همین اساس، توصیه می‌شود در پژوهش‌های آتی از رویکردهای چندمنبعی (مانند گزارش‌های استادان)، روش‌های نمونه‌گیری تصادفی و همچنین، طرح‌های طولی برای بررسی پایداری نتایج و افزایش قابلیت تعمیم یافته‌ها بهره گرفته شود.

ملاحظات اخلاقی پیروی از اصول اخلاق پژوهش

همکاری مشارکت‌کنندگان در این پژوهش به صورت داوطلبانه و با رضایت آنان بوده است.

حامی مالی

هزینه این پژوهش توسط نویسندگان مقاله تامین شده است.

مشارکت نویسندگان

طراحی مفهومی و طرح مطالعه: بهمن اسماعیلی انامق
روش‌شناسی و تحلیل داده‌ها: بهمن اسماعیلی انامق
نظارت و نگارش مقاله: سجاد بشاریپور
تدوین مقیاس اصلی و ارائه راهنمایی علمی در استفاده و
رواسازی آن: ماریا فرانچسکا فردا و کریستیانو اسکندورا

تعارض منافع

بنابر اظهار نویسندگان، مقاله حاضر فاقد هرگونه تعارض منافع بوده است.

دانشجویی ایران است و می‌تواند به عنوان ابزار معتبر برای سنجش اختلالات روانی مرتبط با تحصیل مورد استفاده قرار گیرد. همچنین، براساس نتایج، باور به شایسته‌سالاری علمی با کاهش آشفتگی روانی تحصیلی مرتبط است و نقش عامل محافظتی و میانجی در سلامت روانی را ایفا می‌کند. رواسازی مقیاس آشفتگی روانی تحصیلی در ایران امکان شناسایی دقیق دانشجویانی که در معرض آشفتگی روانی تحصیلی هستند را فراهم می‌کند و می‌تواند به مراکز مشاوره دانشگاهی و سیاست‌گذاران آموزش عالی کمک کند تا مداخلات هدفمند روان‌شناختی را طراحی و اجرا کنند. یافته‌ها بر اهمیت طراحی مداخلات پیشگیرانه، ارتقای سلامت روانی دانشجویان، اصلاح نظام گزینش و ارزیابی در سازمانها و نهادهای اجتماعی، تقویت فرهنگ شایسته‌سالاری علمی، تقویت خدمات حمایتی اجتماعی و زمینه‌سازی رشد و شکوفایی تحصیلی و شغلی دانشجویان از سوی سیاست‌گذاران جامعه تأکید دارند.

پیشنهادهای

با وجود آن‌که این پژوهش گامی ارزشمند در راستای رواسازی مقیاس آشفتگی روانی تحصیلی (APDS) و بررسی نقش باور به شایسته‌سالاری علمی در بافت دانشگاهی ایران بشمار می‌رود، برخی محدودیت‌ها باید مورد توجه قرار گیرد. نخست، نمونه پژوهش صرفاً شامل دانشجویانی بود که از راه رسانه‌های اجتماعی و به روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند؛ از این رو، تعمیم‌پذیری نتایج به سایر جمعیت‌های دانشجویی یا گروه‌های سنی و آموزشی دیگر نیازمند احتیاط است. دوم، گردآوری داده‌ها بر اساس گزارش خوداظهاری شرکت‌کنندگان

References

- Garrison Y, Rice A, Liu W. The American meritocracy myth stress: Scale development and initial validation. *The Counseling Psychologist*. 2021, 49(1), 80-105. DOI:10.1177/0011000020962072
- Sheldon E, Simmonds-Buckley M, Bone C, Mascarenhas T, Chan N, Wincott M, Barkham M, Sow K, Hind D. Prevalence and risk factors for mental health problems in university undergraduate students: A systematic review with meta-analysis. *Journal of Affective Disorders*, 2021, 287, 282-292. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0165032721002809>
- Scandurra C, Pizzo R, Esposito G, Freda M F. Academic Psychological Distress Scale: Development and Psychometric Validation of a Multidimensional Measure for University Students. *Emerging Adulthood*, 21676968251357346. 2025, <https://doi.org/10.1177/21676968251357346>
- Samlan H, Hawley McWhirter E, Clark B. A. The Counseling Center Assessment of Psychological Symptoms-62 (CCAPS-62) and college academic outcomes. *The Counseling Psychologist*, 2021, 49(6), 882-06. <https://doi.org/10.1177/00110000211010301>
- Darnon C, Sicard A, Normand A, Martinot D. Academic failure and psychological disengagement: Can belief in school meritocracy make a difference? *Educational Psychology*, 2024, 44(6-7), 765-783. <https://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/01443410.2024.2394691>
- Madeira A F, Costa-Lopes R, Dovidio J F, Freitas G, Mascarenhas M F. Primes and consequences: A systematic review of meritocracy in intergroup relations. *Frontiers in Psychology*, 2019, 10, 2007.

7. Zhao X. Does the belief in meritocracy predict well-being of low status college students when perceiving discrimination? Dissertation Abstracts International Section A: *Humanities and Social Sciences*. 2019, 81(11), 1-98.
<https://www.proquest.com/openview/7a3146b50bbe5e9405d677388d3c2f2a/1?pqorigsite=gscholar&cbl=18750&diss=y>
8. Kline R B. *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford publications.
<https://www.guilford.com/books/Principles-and-Practice-of-Structural-Equation-Modeling/Rex-Kline/2023,9781462551910>
9. Brislin R W. Back-translation for cross-cultural research. *Journal of cross-cultural psychology*, 1970, 1(3), 185-216.
<https://doi.org/10.1177/135910457000100301>
10. Goldberg D P, Williams P. *A User's Guide to the General Health Questionnaire*. Windsor: NFER-Nelson.
<https://www.scrip.org/reference/ReferencesPapers?ReferenceID=189650,1978>
11. Franzen J, Jermann F, Ghisletta P, Rudaz S, Bondolfi G, Tran N T. Psychological distress and well-being among students of health disciplines: The importance of academic satisfaction. *International journal of environmental research and public health*, 2021, 18(4), 2151.
<https://journals.plos.org/plosone/article?id=10.1371/journal.pone.0266612>
12. Vasquez-Salgado Y, Greenfield P M, Guan S S A. Home-school cultural value mismatch: Antecedents and consequences in a multi-ethnic sample transitioning to college. *Frontiers in Psychology*, 2021, 12, 618479.
<https://pmc.ncbi.nlm.nih.gov/articles/PMC8450350/>
13. Zakeri M, De La Cruz A, Wallace D, Sansgiry S S. General anxiety, academic distress, and family distress among doctor of pharmacy students. *American Journal of Pharmaceutical Education*, 2021, 85(10), 8522. <https://doi.org/10.5688/ajpe8522>
14. Pizzo R, Esposito G, Passeggia R, Freda M F. Psychological counselling for students in higher education: a systematic review of its effectiveness on mental health and academic functioning. *Counselling Psychology Quarterly*, 2024, 1-21.
<https://doi.org/10.1080/09515070.2024.2434533>
15. Scandurra C, Pizzo R, Freda M F. A concept analysis on academic psychological distress: implications for clinical practice. *Current Psychology* 2024, 43(42):32931-32960.
<https://journals.sagepub.com/doi/10.1177/21676968251357346>
16. McIntyre J C, Worsley J, Corcoran R, Harrison Woods P, Bentall R P. Academic and non-academic predictors of student psychological distress: The role of social identity and loneliness. *Journal of Mental Health*, 2018, 27(3), 230-239.
DOI:10.1080/09638237.2018.1437608
17. Aarts, B., Chalker, S., Weiner, E. S. C., & Weiner, E. S. C. (2014). *The Oxford dictionary of English grammar* (2. ed., [fully rev. and updated]). Oxford Univ. Press.
<https://lib.pardistalk.ir/library/The-Oxford-Dictionary-of-English-Grammar.pdf>
18. Kim C-H, Choi Y-B. How Meritocracy is Defined Today?: Contemporary Aspects of Meritocracy. *Economics & Sociology*, 2017, 10(1), 112-121. DOI:10.14254/2071-789X.2017/10-1/8
19. Kreiner C T, Olufsen I S. Is inequality in subjective well-being meritocratic? Danish evidence from linked survey and administrative data. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2022, 203, 336-367.
<https://doi.org/10.1016/j.jebo.2022.09.004>
20. Henriksson I. *Belief in meritocratic values and burnout: A quantitative study of Finnish young adults in working life* (Master's thesis, University of Helsinki, Faculty of Social Sciences, Social Psychology). University of Helsinki. 2024,
<https://helda.helsinki.fi/server/api/core/bitstreams/77bf49d5-dff0-42cd-9d2c-7a38d7c7aec24/content>
21. Vargas-Salfate S, Paez D, Khan S S, Liu J H, Gil de Zúñiga H. System justification enhances well-being: A longitudinal analysis of the palliative function of system justification in 18 countries. *British Journal of Social Psychology*, 2018, 57(3), 567-590.
<https://doi.org/10.1111/bjso.12254>
22. Henri G. *Meritocracy beliefs and psychological wellbeing of university students* (Honours thesis, Department of Psychology). Mount Allison University.
<https://mta.scholaris.ca/server/api/core/bitstreams/c99128e5-38e7-48eb-b9d2-ebbd2e6db223/content,2022>
23. Locke B D, Buzolitz J S, Lei P W, Boswell J F, McAleavey A A, Sevig T D, Hayes J A. Development of the Counseling Center Assessment of Psychological Symptoms-62 (CCAPS-62). *Journal of Counseling Psychology*, 2011, 58(1), 97-109.
<https://journals.sagepub.com/doi/abs/10.1177/00110000211010301>

24. Zeira A. Mental health challenges related to neoliberal capitalism in the United States. *Community Mental Health Journal*. 2021, 58 (2), 205-212. DOI: 10.1007/s10597-021-00840-7
25. Lawshe C H. A quantitative approach to content validity. *Personnel Psychology*, 28(4), 563-575. 1975, <https://doi.org/10.1111/j.17446570.1975.tb01393.x>
26. Waltz C F, Bausell B R. *Nursing research: design statistics and computer analysis*. Davis FA. 1981, <https://www.scirp.org/reference/referencespapers?referenceid=2378142>
27. Goldberg DP, Williams P. (1988). *The general health questionnaire*. Windsor, England: NFER Publishing. Doi: 10.1186/1477-7525-1-66
28. Yaghoobi H, Karimi M, Omid A, Barooti E, Abedi M. Validation and factor structure of the General Health Questionnaire (GHQ-12) among students. *Journal of Behavioral Sciences*, 2012, 6(2), 153-160. https://www.behavsci.ir/article_67775.html
29. Kaiser H F. An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 1974, 39(1), 31-36. <https://doi.org/10.1007/BF02291575>
30. Cattell R B. The scree test for the number of factors. *Multivariate behavioral research*, 1966, 1(2), 245-276. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr102_10
31. Howard M C. A review of exploratory factor analysis decisions and overview of current practices: What we are doing and how can we improve. *International journal of human-computer interaction*, 2016, 32(1), 51-62. <https://doi.org/10.1080/10447318.2015.1087664>
32. Hair J F, Babin B J, Anderson R E, Black W C. *Multivariate Data Analysis* (8th Ed.). England: Pearson Prentice. 2019, https://eli.johogo.com/Class/CCU/SEM/_Multivariate%20Data%20Analysis_Hair.pdf
33. Fornell C, Larcker D F. Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of marketing research*, 1981, 18(1), 39-50. <https://journals.sagepub.com/doi/10.1177/002224378101800104>
34. Brun L, Pansu P, Dompnier B. The role of causal attributions in determining behavioral consequences: A meta-analysis from an intrapersonal attributional perspective in achievement contexts. *Psychological Bulletin*, 2021, 147(7), 701-718. <https://doi.org/10.1037/bul0000331>
35. Graham S. An attributional theory of motivation. *Contemporary Educational Psychology*, 2020, 61, Article 101861. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2020.101861>
36. Jung F U, Löbner M, Rodriguez F S, Engel C, Kirsten T, Reyes N, Riedel-Heller S G. Associations between person-environment fit and mental health-results from the population-based LIFE-Adult-Study. *BMC public health*, 2024, 24(1), 2083. DOI: 10.1186/s12889-024-19599-z

پیوست الف: مقیاس باور به شایسته سالاری علمی جامعه

ردیف	گویه‌ها	کاملاً مخافم	مخالفاً	نظری ندارم	موافقم	کاملاً موافقم
۱	از نخبگان علمی در جامعه ما حمایت می‌شود.					
۲	موفقیت در جامعه ما به توانمندی‌های علمی افراد بستگی دارد.					
۳	افراد با توان علمی بالاتر در جامعه احترام بیش‌تری دارند.					
۴	در جامعه ما علم افراد، معیار اصلی ارزش‌گذاری افراد است.					
۵	در جامعه ما کسانی که علم و تحصیلات بهتری دارند، در واگذاری مسئولیت‌های مدیریتی در اولویت هستند.					
۶	پژوهشگران و مخترعان در جامعه ما تقدیر و حمایت می‌شوند.					