Iranian Journal of
PSYCHIATRY AND CLINICAL PSYCHOLOGY

Winter 2022, Volume 27, Number 4

Research Paper

Psychometric Properties of the Persian Version of the Pure Procrastination Scale in College Students

Somayeh Zamirinejad[1,3], *Leili Jamil[2], Ahmad Ashouri[1]

1. Department of Clinical Psychology, School of Behavioral Sciences and Mental Health (Tehran Institute of Psychiatry), Iran University of Medical Sciences, Tehran, Iran.
2. Department of Clinical Psychology, Faculty of Medicine, AJA University of Medical Sciences, Tehran, Iran.
3. Department of Psychiatry, Psychiatry and Behavioral Sciences Research Center, Mazandaran University of Medical Sciences, Sari, Iran.

Use your device to scan and read the article online

Citation Zamirinejad S, et al. Psychometric Properties of the Persian Version of the Pure Procrastination Scale in College Students .Iranian Journal of Psychiatry and Clinical Psychology. 2022; 27(4):520-535. http://dx.doi.org/10.32598/ijpcp.27.4.1878.3

http://dx.doi.org/10.32598/ijpcp.27.4.1878.3

CC BY NC

Received: 02 Mar 2020
Accepted: 20 Dec 2020
Available Online: 01 Jan 2022

Key words:
Psychometrics, Procrastination, Factor analysis, Reliability

ABSTRACT

Objectives This study aims to investigate the psychometric properties of the Persian version of the Pure Procrastination Scale (PPS) including reliability, validity, measurement invariance, and factor analysis.

Methods In this cross-sectional study, 390 college students from the three universities in Tehran participated. They completed a battery of four self-report tools including the PPS, Difficulties in Emotion Regulation Scale (DERS), Depression, Anxiety and Stress Scale-21 (DASS-21), and Satisfaction with Life Scale (SWLS).

Results The Exploratory Factor Analysis (EFA) results confirmed the three-factor solution of the Persian PPS which were decisional procrastination, implemental delay, and timeliness. The results of multigroup confirmatory factor analysis showed the between-group invariance of the factor structure, measurement weights, structural covariances and measurement residuals of PPS for demographic variables. The results revealed high internal consistency and high test-retest reliability. There Persian PPS and its subscales had statistically significant correlations with DASS-21, DERS, and SWLS.

Conclusion The Persian PPS has good reliability and validity for assessing procrastination in Iranian population.

Extended Abstract

1. Introduction

Procrastination is defined as voluntarily delaying a task despite knowing that there will be negative consequences for the delay. For procrastination assessment, there is an online survey with three main scales: Adult Inventory of Procrastination (AIP), Decisional Procrastination Questionnaire (DPQ), and General Procrastination Scale (GPS). The items of these three scales are used in a 12-item scale called Pure Procrastination Scale (PPS) with a high internal consistency (α=0.92), and good convergent validity with Irrational Procrastination Scale (IPS), Susceptibility to Temptation Scale (STS), and Satisfaction with Life Scale (SWLS). Rebetez et al found two factors in the French version. However, the Swedish version of PPS has a factor structure similar to that of the English version. For the Norwegian version, a study showed that PPS was a unifactorial scale, while another study on the validity of PPS along with IPS and STS using more heterogeneous samples from six European countries indicated a fourth model representing

* ***Corresponding Author:***
Leili Jamil, PhD.
Address: Department of Clinical Psychology, Faculty of Medicine, AJA University of Medical Sciences, Tehran, Iran.
Tel: +98 (21) 86096350
E-mail: l.jamil@ajaums.ac.ir.

three related but different dimensions: delay in decision making, irrational delay in activities, and delay in meeting deadlines. Their results suggested that the three-factor model had a better fit. The current study aims to examine the psychometric properties of the Persian version of PPS.

2. Materials and Methods

In this study, participants were 400 students who were selected from the Tehran University of Medical Sciences, Iran University of Medical Sciences, and Islamic Azad University of Science and Research Branch using a multi-stage cluster sampling method. The inclusion criteria were age ≥18 years and being a college student. Exclusion criteria were: any physical disability and unwillingness to sign the informed consent form, and return of incomplete questionnaire

The authors first asked for permission of Dr. Piers Steel who developed the PPS. Then, the questionnaire was translated from English into Persian. Three PhD students and three professors in Psychology reviewed the initial translated version. Afterwards, a Persian-speaking professor in English literature, who had not previously read the original version, translated the Persian version back to English. Then, a panel of experts in psychology compared the original and translated versions so that there was no difference in the meaning between them

Before data collection, the study was approved by research ethics committee of Iran University of Medical Sciences (Code: IR.IUMS.REC.1397.647). A written informed consent was obtained from all students after explaining the study objectives and procedures to them and assuring them of the confidentiality of their information. Participants were asked to fill out the battery of four self-report measures, PPS, Difficulties in Emotion Regulation Scale (DERS), Depression, Anxiety and Stress Scale-21 (DASS-21), and SWLS.

Exploratory Factor Analysis (EFA) with maximum likelihood estimation was performed to evaluate the factor structure of the Persian PPS. Then, an invariance test was carried out to analyze the factor invariance of the three-factor structure of the Persian PPS based on gender, age and marital status. Validity was determined by assessing the correlation of the Persian PPS and its subscales with SWLS, DASS-21 and DERS. Cronbach's alpha was calculated for determining the internal consistency of the questionnaire. Moreover, for assessing the test-retest reliability, 50 other college students were recruited to complete the Persian PPS. The interval between two evaluations was two weeks.

3. Results

Of 400 participants, only 390 completed the questionnaires where 207 (53%) were male and 183 (47%) were female. Their mean age was 24.77±5.32 years (ranged 18-50 years); 89% were single and 11% married; 5.6% were associate students, 52.6% undergraduate students, 35.4% graduate students, 1.5% MD students, and 4.9% PhD students.

Cronbach's alpha for three subscales of decisional procrastination, implemental delay, and timeliness and for overall Persian PPS was 0.83, 0.90, 0.85, and 0.94, respectively, indicating acceptable internal consistency. The test-retest reliability for decisional procrastination, implemental delay, timeliness, and for overall Persian PPS were 0.81, 0.80, 0.79 and 0.88, respectively (P<0.001). The DERS had the strongest correlation with the Persian PPS. As shown in Table 1, correlations between the subscale scores of PPS and the scores of DERS, DASS-21, and SWLS were statistically significant.

The Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) measure of sampling adequacy and Bartlett's test of sphericity showed that the 12 items of the Persian PPS were adequate for factor

Table 1. Correlation of the Persian PPS and its subscales with DASS-21, DERS, and SWLS

	Implemental Delay	Decisional Procrastination	Timeliness	Total
DASS-Stress	0.329**	0.344**	0.292**	0.346**
DASS-Depression	0.335**	0.347**	0.269**	0.341**
DASS-Anxiety	0.252**	0.284**	0.206**	0.264**
SWLS	-0.232**	-0.270**	-0.267**	-0.274**
DERS	0.421**	0.462**	0.431**	0.470**

**P< 0.01

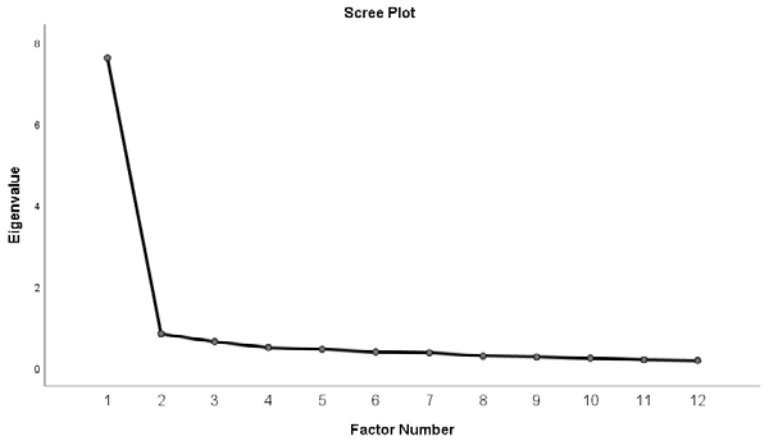


Figure 1. Scree plot of the eigenvalues of factors in EFA of the Persian PPS

Iranian Journal of
PSYCHIATRY AND CLINICAL PSYCHOLOGY

analysis (KMO=0.946, Bartlett's χ^2=3576.70, P<0.0001). Figure 1 shows the factors with eigenvalues >1. In EFA of PPS structure, three factors of decisional procrastination, implemental delay and timeliness were extracted. The eigenvalues of these factors were 3.197, 2.551 and 2.413, respectively. These three factors together explained 68.013% of the overall variance of PPS structure. The factor loads of all the items were >0.4.

To investigate the invariance in factorial structure of the Persian PPS based on demographic variables (gender, age, and marital status), multi-group confirmatory factor analysis was carried out. The results showed the between-group invariance of the factor structure, measurement weights, structural covariances, and measurement residuals of PPS across demographic variables (Table 2).

Table 2: Results of multi-group confirmatory factor analysis based on gender, age, and marital status

Variable	Schemes	χ^2	df	χ^2/df	CFI	GFI	AGFI	RMSEA
Gender	Unconstrained model	280.631	102	2.751	0.950	0.929	0.846	0.607
	Model with constraints on factor loading	291.846	111	2.629	0.949	0.915	0.853	0.065
	Model with constraints on structural covariance	302.274	117	2.584	0.948	0.933	0.857	0.064
	Model with constraints on measurement residuals	316.553	129	2.454	0.947	0.988	0.865	0.061
Age	Unconstrained model	252.367	102	2.474	0.958	0.903	0.852	0.062
	Model with constraints on factor loading	261.255	111	2.354	0.958	0.921	0.860	0.059
	Model with constraints on structural covariance	263.171	117	2.249	0.954	0.927	0.859	0.060
	Model with constraints on measurement residuals	272.981	129	2.116	0.947	0.935	0.861	0.057
Marital status	Unconstrained model	280.004	102	2.745	0.950	0.904	0.837	0.067
	Model with constraints on factor loading	293.798	111	2.647	0.949	0.908	0.842	0.065
	Model with constraints on structural covariance	297.871	117	2.545	0.947	0.908	0.850	0.065
	Model with constraints on measurement residuals	318.621	129	2.470	0.947	0.912	0.869	0.062

Iranian Journal of
PSYCHIATRY AND CLINICAL PSYCHOLOGY

CFI= Comparative Fit Index, GFI=Goodness-of-Fit Index, AGFI=Adjusted Goodness-of-Fit Index, RMSEA= Root Mean Square Error of Approximation.

4. Discussion

Results of this study showed the high internal consistency of the Persian PPS and its three subscales of decisional procrastination, implemental delay, and timeliness with Cronbach's alpha coefficients of 0.83, 0.90, and 0.85, respectively, which is consistent with other versions of PPS. For example, the Korean version has a Cronbach's alpha of 0.93 and for the French version it is in a range of 0.77-0.90 [12, 14, 26].

EFA results confirmed the three-factor solution of the questionnaire, which is consistent with the results of Svartdal et al, and is in disagreement with the two-factor model of French version. The Persian version of the PPS consisted of three factors; decisional procrastination (putting off irrational decisions), implemental delay (voluntary delay of actions), and timeliness (not being able to meet deadlines). These factors are in the original version of the PPS derived from DPQ, GPS and AIP [11]. The result of this study is in line with early speculations that procrastination is a multidimensional concept.

The total score of PPS and its subscales had a significant correlation with the scores of DERS and DASS-21. The strongest correlation was found between the scores of DERS and PPS. This is in consistent with studies suggested that negative emotions are antecedents of procrastination. Eckert et al. found that enhancing emotion regulation skills can reduce subsequent procrastination.

As expected, there was a significant negative relationship between the scores of SWLS and PPS, implying that PPS and SWLS measure contrasting constructs. This is also consistent with previous studies [10, 12]. Beutel et al. found out that procrastination is associated with depression, anxiety, and stress, which in turn decreases life satisfaction, particularly in terms of work and income.

One of the limitations of this research was the study on students. There are higher rates of depression, anxiety and stress among students. They were also at low age (24.77±5.32 years). Therefore, caution should be exercised in generalizing the data. Since the clinical information of the students were not surveyed, further study is recommended to compare clinical and non-clinical samples and determine the minimum clinically important difference.

Ethical Considerations

Compliance with ethical guidelines

The study was approved by the research ethics committee of Iran University of Medical Sciences (Code: IR.IUMS.REC.1397.647).

Funding

This study received financial support from Iran University of Medical Sciences, School of Behavioral Sciences and Mental Health (Tehran Institute of Psychiatry).

Authors contributions

Conceptualization, initial draft preparation, data collection, and data analysis: Leili Jamil and Somayeh Zamirinejad; project administration and supervision: Ahmad Ashouri. Read and approved the final version of the manuscript: All the authors.

Conflicts of interest

The authors declared no conflict of interest.

Acknowledgements

The authors would like to thank the staffs of Iran Medical Sciences University, Tehran University and Islamic Azad university of Tehran. This work would not have been possible without their cooperation during the implementation phase.

This Page Intentionally Left Blank

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مقاله پژوهشی

ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس خالص اهمال‌کاری در دانشجویان

سمیه ضمیری نژاد[۱،۳]، *لیلی جمیل[۲]، احمد عاشوری[۱]

۱. گروه روانشناسی بالینی، دانشکده علوم رفتاری و سلامت روان (انستیتو روانپزشکی تهران)، دانشگاه علوم‌پزشکی ایران، تهران، ایران.
۲. گروه روانشناسی بالینی، دانشکده پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی آجا، تهران، ایران.
۳. گروه روانپزشکی، مرکز تحقیقات روانپزشکی و علوم رفتاری مؤسسه ترک اعتیاد، دانشگاه علوم پزشکی مازندران، ساری، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۲ اسفند ۱۳۹۸
تاریخ پذیرش: ۳۰ آذر ۱۳۹۹
تاریخ انتشار: ۱۱ دی ۱۴۰۰

چکیده

اهداف پژوهش حاضر با هدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی فرم فارسی مقیاس خالص اهمال‌کاری شامل پایایی، روایی و تغییرناپذیری اندازه‌گیری در بین متغیرهای جمعیت‌شناختی و تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی انجام گرفته است.

مواد و روش‌ها جامعه آماری این مطالعه مقطعی شامل ۳۹۰ نفر از دانشجویان سه دانشگاه شهر تهران بود و به روش نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای انتخاب شدند. پرسش‌نامه‌های خودگزارشی مقیاس خالص اهمال‌کاری، مقیاس مشکلات تنظیم هیجان، مقیاس افسردگی، اضطراب و استرس و مقیاس رضایت از زندگی را تکمیل کردند.

یافته‌ها آزمون EFA نشان‌دهنده وجود سه عامل در این مقیاس بود. یعنی اهمال‌کاری خالص سه بُعد از اهمال‌کاری به نام‌های اهمال در تصمیم‌گیری، اهمال‌کاری رفتاری و به‌موقع بودن را اندازه می‌گیرد. نتایج تحلیل عامل تأییدی چندگروهی، تغییرناپذیری بین‌گروهی ساختار عاملی، وزن‌های اندازه‌گیری، کوواریانس‌های ساختاری و باقیمانده‌های اندازه‌گیری بین‌عاملی اهمال‌کاری خالص را برای متغیرهای جمعیت شناختی نشان داد. داده‌ها حاکی از همسانی درونی مطلوب و پایایی بازآزمون بالاست. علاوه بر این، همبستگی‌های معنی‌داری بین اهمال‌کاری خالص و زیرمقیاس‌هایش با رضایت از زندگی، افسردگی، اضطراب و استرس، مشکلات تنظیم هیجان وجود داشت.

نتیجه‌گیری مقیاس اهمال‌کاری خالص، سه‌عاملی است و ساختار عاملی آن در زیرگروه‌های سنی، جنسیتی و وضعیت تأهل تغییری نمی‌کند. روایی و پایایی قابل قبولی در جمعیت ایرانی دارد و می‌توان از آن برای اندازه‌گیری اهمال‌کاری در حوزه‌های پژوهشی و درمانی استفاده کرد.

کلیدواژه‌ها:
ویژگی‌های روان‌سنجی، اهمال‌کاری، تحلیل عاملی تأییدی، پایایی، روایی

مقدمه

اهمال‌کاری پدیده گسترده‌ای است که زندگی روزانه همه افراد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. اهمال‌کاری، یعنی به تعویق انداختن داوطلبانه یک اقدام در دست اجرا، علی‌رغم انتظار بدتر شدن اوضاع در نتیجه این تأخیر [۱، ۲]. همچنین به عنوان شکست در خودتنظیمی نیز مفهوم‌بندی شده است [۱، ۳] که بیانگر آگاهی کم و تکانشگری بالاست. به طور اختصاصی‌تر، یعنی عدم توانایی در تمرکز روی کاری که ممکن است خسته‌کننده یا سخت باشد [۴، ۵]. اهمال‌کاری پیامدهای منفی زیادی در زمینه عملکرد، وضعیت مالی و پیشرفت کاری، سلامت جسمانی، خُلق و عزت نفس، بهزیستی روانی و فرایند درمانی به دنبال دارد و نیز ممکن است با آسیب‌های روانی زیادی همراه باشد [۳، ۵-۱۰].

تاکنون توافق واضحی در مورد چگونگی سنجش اهمال‌کاری وجود نداشته و این امر در به‌کارگیری انواع ابزارهای خودگزارشی اهمال‌کاری مشهود است. برای این منظور، استیل [۱۱] نظرسنجی آنلاینی با سه مقیاس کلیدی اهمال‌کاری انجام داد (مقیاس اهمال‌کاری بزرگسالان[1]، پرسش‌نامه اهمال‌کاری در تصمیم‌گیری[2]، مقیاس اهمال‌کاری عمومی[3]) تا آیتم‌های اصلی اهمال‌کاری را مشخص کند. تحلیل عاملی تأییدی و اکتشافی یک عامل را نشان داد که بیشتر واریانس این سه مقیاس را تبیین می‌کرد و آیتم‌هایی از هر سه مقیاس را دربر داشت. بر اساس آیتم‌هایی که بیشترین بار را در این عامل داشتند، یک مقیاس

1. Adult Inventory of Procrastination (AIP)
2. Decisional Procrastination Questionnaire (DPQ)
3. General Procrastination Scale (GPS)

* نویسنده مسئول:
دکتر لیلی جمیل
نشانی: تهران، دانشگاه علوم‌پزشکی آجا، دانشکده پزشکی، گروه روانشناسی بالینی.
تلفن: ۸۶۰۹۶۳۵۰ (۲۱) ۹۸+
پست الکترونیکی: l.jamil@ajaums.ac.ir

۱۲آیتمی که مقیاس اهمال‌کاری خالص[4] نام گرفت، ایجاد شد [۱۱]. این مقیاس کوتاه برای اندازه‌گیری تأخیر ناکارآمد در نظر گرفته شد و همسانی درونی بالایی نشان داد (α=۰/۹۲). به علاوه، این مقیاس نسبت به مقیاس‌هایی که از آن‌ها برگرفته شده است (مقیاس اهمال‌کاری بزرگسالان، پرسش‌نامه اهمال‌کاری در تصمیم‌گیری و مقیاس اهمال‌کاری عمومی)، روایی هم‌گرای بالایی با مقیاس اهمال‌کاری غیرمنطقی[5]، ابزار اندازه‌گیری تکانشگری «حساسیت نسبت به وسوسه»[6] و ابزار سنجش بهزیستی ذهنی رضایت از زندگی[7] دارد. هرچند سایر مطالعات ساختارهای متفاوتی را بر اساس داده‌هایشان مشاهده کردند.

نتایج مطالعه هنجاریابی نسخه فرانسوی مقیاس اهمال‌کاری خالص حاکی از آن بود که یکی از آیتم‌ها به دلیل مشکل روایی صوری حذف شد. تحلیل عاملی تأییدی و اکتشافی بر روی ۱۱ آیتم باقیمانده نشان داد که مقیاس شامل دو عامل است (تأخیر داوطلبانه و تأخیر مشاهده‌شده) که وابسته به یک سازه مشترک رده بالاتر (اهمال‌کاری عمومی) هستند [۱۲]. نسخه سوئدی مقیاس PPS بر روی شرکت‌کنندگان یک کارآزمایی بالینی آنلاین درمان شناختی‌رفتاری اجرا شد و نتایج نشانگر آن بود که نسخه سوئدی این مقیاس ساختار عاملی مشابه نسخه انگلیسی آن دارد و دارای همسانی درونی خوب، با آلفای کرونباخ بین ۰/۷۶ تا ۰/۸۷ است که به طور متوسط تا زیادی با هم همبسته هستند [۱۳]. هنجاریابی نسخه نروژی که در سال ۲۰۱۵ توسط اسوارتدال انجام پذیرفت، نشان داد که این مقیاس تک‌عاملی است [۱۴]. سپس اسوارتدال و همکاران برای بررسی روایی اهمال‌کاری خالص مطالعه دیگری در یک نمونه ناهمگن‌تر در ۶ کشور فنلاند، آلمان، ایتالیا، نروژ، لهستان و سوئد اجرا کردند [۱۵]. هدف آن‌ها بررسی ساختار عاملی ابزار در زبان‌های مختلف بر اساس کارهای استیل [۱۱] و نتایج بعدی [۱۴-۱۲] بود. نتایج تحلیل عاملی تأییدی در مطالعه اسوارتدال و همکاران نشان‌دهنده برازش مناسب مدل سه‌عاملی بود.

از آنجایی که پرسش‌نامه‌های هنجارشده در حیطه اهمال‌کاری اکثراً در حوزه اهمال‌کاری تحصیلی هستند، ابزار مناسبی برای سنجش اهمال‌کاری در سایر ابعاد زندگی نیستند. به نظر می‌رسد مقیاس اهمال‌کاری خالص، ابزار مناسبی برای سنجش این سازه باشد. از سوی دیگر، پژوهش‌های انجام‌شده در زمینه هنجاریابی نسخه‌های دیگر این مقیاس با یافته‌های متناقضی در ارتباط با ساختار عاملی اهمال‌کاری خالص همراه بوده است. بنابراین پژوهش حاضر با هدف شناسایی ساختار عاملی اهمال‌کاری خالص برای سازه اهمال‌کاری در دانشجویان ایرانی انجام شد.

4. Pure Procrastination Scale (PPS)
5. Irrational Procrastination Scale (IPS)
6. Susceptibility to Temptation Scale (STS)
7. Satisfaction with Life Scale (SWLS)

روش

این مطالعه توصیفی و از نوع ارزیابی ویژگی روان‌سنجی پرسش‌نامه اهمال‌کاری خالص بود. پیش از ترجمه پرسش‌نامه، نویسندگان اجازه ترجمه را از سازنده پرسش‌نامه گرفتند و سپس آن را به زبان فارسی ترجمه کردند. ۳ نفر از دانشجویان دکترا و ۳ نفر از اعضای هیئت‌علمی دانشکده علوم رفتاری و سلامت روان ترجمه انجام‌شده را بررسی کردند. متعاقباً، یک استاد ادبیات زبان انگلیسی که قبلاً نسخه اصلی پرسش‌نامه را مطالعه نکرده بود، آیتم‌های پرسش‌نامه فارسی را به انگلیسی بازگردانده و نسخه اصلی و نسخه ترجمه‌شده پرسش‌نامه توسط متخصصین روان‌شناسی مورد مداقه قرار گرفت تا از جهت معنایی تفاوتی بین آن‌ها نباشد. از شرکت‌کنندگان خواسته شد تا پکیج ابزارهای خودگزارشی شامل مقیاس رضایت از زندگی، مقیاس افسردگی، اضطراب و استرس[8]، مقیاس مشکلات تنظیم هیجان[9] و مقیاس اهمال‌کاری خالص را تکمیل کنند.

جامعه آماری پژوهش حاضر تمامی دانشجویان شهر تهران در سال تحصیلی ۱۳۹۸-۱۳۹۹ بودند که ۴۰۰ دانشجو به روش نمونه‌گیری خوشه‌ای طبقه‌ای انتخاب شدند. در مرحله اول از بین دانشگاه‌های شهر تهران به روش تصادفی سه دانشگاه علوم‌پزشکی ایران (۵۰ دانشجو)، دانشگاه علوم‌پزشکی تهران (۷۵ دانشجو) و دانشگاه آزاد علوم تحقیقات (۲۷۵ دانشجو) انتخاب شد. نسبت تعداد دانشجویان هر دانشگاه در نمونه رعایت شد. در مرحله بعد دانشکده‌ها و کلاس‌ها به طور تصادفی انتخاب شدند و پرسش‌نامه‌ها در کلاس‌ها توزیع شدند. ۳۹۰ نفر از آن‌ها پرسش‌نامه‌ها را به طور کامل پاسخ دادند. حجم نمونه کافی برای مطالعه‌های تحلیل عاملی بین ۳ تا ۲۰ برابر تعداد متغیرهاست. همچنین کامری و لی پیشنهاد داده‌اند که حجم نمونه ۱۰۰، ضعیف؛ ۲۰۰، نسبتاً خوب؛ ۳۰۰، خوب؛ ۵۰۰، خیلی خوب و ۱۰۰۰ و بالاتر عالی در نظر گرفته می‌شود [۱۶]. ملاک‌های ورود شامل سن بالای ۱۸ سال، دانشجو بودن و ملاک‌های خروج شامل عدم امضای رضایت‌نامه آگاهانه، داشتن هرگونه ناتوانی فیزیکی که مانع از شرکت در مطالعه شود و عدم پاسخ‌گویی به تمامی سؤالات پرسش‌نامه ها بودند.

مقیاس خالص اهمال‌کاری این پرسش‌نامه خودگزارشی شامل ۱۲ آیتم است که هر آیتم بر اساس طیف لیکرت ۱ (در مورد من صحیح نیست) تا ۵ (کاملاً در مورد من صحیح است) نمره‌گذاری می‌شود. آیتم‌های اهمال‌کاری خالص برگرفته از مقیاس اهمال‌کاری بزرگسالان، پرسش‌نامه اهمال‌کاری در تصمیم‌گیری و مقیاس اهمال‌کاری عمومی است. این مقیاس کوتاه تأخیر ناکارآمد را می‌سنجد که همسانی درونی بالایی

8. Anxiety and Stress Scale-21 (DASS-21)
9. Difficulties in Emotion Regulation Scale (DERS)

دارد (α=۰/۹۲). نتایج نشان داده که این مقیاس نماینده سه بعد مرتبط ولی در عین حال مختلف تأخیر است. تأخیر در تصمیم گیری، تأخیر غیرمنطقی فعالیت و تأخیر در زمانمند بودن در موعدهای مقرر [۱۱، ۱۷].

مقیاس مشکلات تنظیم هیجان

این مقیاس توسط گراتز و رومر به منظور ارزیابی دشواری‌های موجود در تنظیم هیجان ساخته شده است و دارای ۳۶ سؤال و ۶ خرده‌مقیاس تحت عنوان عدم پذیرش پاسخ‌های هیجانی، دشواری‌های دست زدن به رفتار هدفمند، دشواری‌های کنترل تکانه، فقدان آگاهی هیجانی، دسترسی محدود به راهبردهای تنظیم هیجانی و فقدان شفافیت هیجانی است. پاسخ‌های این پرسش‌نامه ۵درجه‌ای (تقریباً هرگز=۱؛ تا تقریباً همیشه=۵) است، نمرات بالاتر نشان‌دهنده مشکلات بیشتر در تنظیم هیجان است. نتایج مربوط به بررسی پایایی این پرسش‌نامه نشان داده که این مقیاس دارای همسانی درونی بالایی است (آلفای کرونباخ کل مقیاس برابر با ۰/۹۳، خرده‌مقیاس عدم پذیرش، برابر با ۰/۸۵، خرده‌مقیاس اهداف، برابر با ۰/۸۹، خرده‌مقیاس تکانه، برابر با ۰/۸۶، خرده‌مقیاس آگاهی، برابر با ۰/۸۰، خرده‌مقیاس راهبردها، برابر با ۰/۸۸ و خرده‌مقیاس شفافیت، برابر با ۰/۸۴ و پایایی باز آزمایی برای نمرات کلی، برابر با ۰/۸۸ است). در ایران، ضریب همسانی درونی بر حسب آلفای کرونباخ برای کل مقیاس ۰/۸۶ و برای ۶ خرده‌مقیاس ۰/۸۶ -۰/۵۴ گزارش شده است [۱۸، ۱۹].

مقیاس افسردگی، اضطراب و استرس

این پرسش‌نامه برای ارزیابی حالات هیجانی اضطراب، افسردگی و استرس، در دو نسخه ۴۲ و ۲۱سؤالی توسط لوویباند و لوویباند در سال ۱۹۹۵ طراحی شده است. علاوه بر مقیاس افسردگی، اضطراب و استرس ۴۲سؤالی، طراحان این پرسش‌نامه زیرمجموعه‌ای از این آیتم‌ها را پیشنهاد کردند (۷ آیتم از هر زیرمقیاس) که می‌توان آن را به عنوان فرم کوتاه اجرا کرد. آیتم‌های تشکیل‌دهنده این ابزار ۲۱سؤالی در منوال مقیاس افسردگی، اضطراب و استرس مشخص شده‌اند. در مطالعه لوویباند و لوویباند در یک نمونه بزرگ ۷۱۷نفری از دانشجویان، پرسش‌نامه افسردگی بک با مقیاس افسردگی، اضطراب و استرس همبستگی ۰/۷۴ را نشان داد. کرافورد و هنری نیز در یک نمونه ۱۷۷۱نفری در انگلستان این ابزار را با دو ابزار دیگر مربوط به افسردگی و اضطراب مقایسه کردند و پایایی مقیاس افسردگی، اضطراب و استرس را با آلفای کرونباخ ۰/۹۵ برای افسردگی، ۰/۹۰ برای اضطراب و ۰/۹۳ برای استرس و ۰/۹۷ برای نمره کل گزارش کردند. در ایران نیز اعتبار این ابزار توسط صاحبی و همکاران در سال ۱۳۸۴ تأیید شد. همسانی درونی نسخه فارسی تقریباً با همسانی درونی نسخه اصلی برابر بود. زیرمقیاس افسردگی ۰/۸۱، زیرمقیاس اضطراب ۰/۷۳ و زیرمقیاس استرس ۰/۸۱ بود. همبستگی‌ها بین زیرمقیاس افسردگی و آزمون افسردگی بک ۰/۷۰، زیرمقیاس اضطراب و آزمون اضطراب زانگ ۰/۶۷ و زیرمقیاس استرس با آزمون تنیدگی ادراک‌شده ۰/۴۹ بودند [۲۰-۲۳].

مقیاس رضایت از زندگی

این مقیاس توسط دینر و همکاران در سال ۱۹۸۵، به منظور اندازه‌گیری قضاوت کلی فرد از رضایت از زندگی که به طور نظری بر اساس مقایسه شرایط زندگی با استانداردهای از پیش تعیین‌شده، پیش‌بینی می‌شود، طراحی شده است. این مقیاس در ابتدا ۴۸ سؤال داشت که بعد از تحلیل عاملی به ۱۰ سؤال کاهش یافت. به خاطر شباهت معنایی بین ۱۰ سؤال نسخه نهایی، تعداد سؤالات این مقیاس به ۵ سؤال کاهش یافت. مقیاس پاسخ‌گویی به سؤالات مقیاس لیکرت ۷درجه‌ای از کاملاً موافقم تا کاملاً مخالفم است. دینر و همکارانش پایایی بازآزمایی این مقیاس را با فاصله زمانی ۲ ماه، ۰/۸۴ گزارش کردند. شیخی و همکاران در سال ۱۳۹۰ ضریب همسانی درونی مقیاس را ۰/۸۵ و پایایی بازآزمایی آن را ۰/۷۷ به دست آوردند [۲۴، ۲۵].

یافته‌ها

از ۳۹۰ نفر افراد نمونه، ۲۰۷ نفر مرد (۵۳ درصد) و ۱۸۳ نفر زن (۴۷ درصد) بودند. دامنه سنی افراد شرکت‌کننده ۱۸ تا ۵۰ سال بود و میانگین و انحراف معیار سن ۵/۳۲±۲۴/۷۷ بود. ۸۹ درصد افراد نمونه مجرد و ۱۱ درصد آن‌ها متأهل بودند. سطح تحصیلات آن‌ها به صورت زیر بود: ۵/۶ درصد دانشجوی مقطع کاردانی، درصد ۵۲/۶ دانشجوی کارشناسی، ۳۵/۴ درصد دانشجوی کارشناسی ارشد، ۱/۵ درصد پزشک عمومی و ۴/۹ درصد دانشجوی دکترای تخصصی.

آلفای کرونباخ برای زیرمقیاس‌های اهمال در تصمیم‌گیری، اهمال‌کاری رفتاری و به‌موقع بودن و برای نمره کل مقیاس اهمال‌کاری خالص به ترتیب ۰/۸۳، ۰/۹۰ و ۰/۸۵، ۰/۹۴ است که نشانگر همسانی درونی مطلوب است. همبستگی آزمون-بازآزمون برای زیرمقیاس‌های اهمال در تصمیم‌گیری، اهمال‌کاری رفتاری و به‌موقع بودن و برای نمره کل مقیاس اهمال‌کاری خالص ۰/۸۱، ۰/۸۰، ۰/۷۹ و ۰/۸۸ (P<۰/۰۰۱) به دست آمد.

برای ارزیابی روایی هم‌گرا، همبستگی مقیاس اهمال‌کاری خالص با مقیاس مشکلات تنظیم هیجان و مقیاس اضطراب و استرس-۲۱ و همبستگی بین مقیاس اهمال‌کاری خالص و مقیاس رضایت از زندگی به عنوان شاخص روایی واگرا محاسبه شد. جدول شماره ۱ ضرایب همبستگی بین مقیاس اهمال‌کاری خالص و زیرمقیاس‌هایش با نمرات مشکلات تنظیم هیجان ، افسردگی، اضطراب و استرس و رضایت از زندگی را نشان می‌دهد.

جدول ۱. ضرایب همبستگی بین اهمال‌کاری خالص و زیرمقیاس‌هایش با مشکلات تنظیم هیجان، افسردگی، اضطراب و استرس و رضایت از زندگی

متغیر	اهمال‌کاری رفتاری	اهمال در تصمیم‌گیری	به‌موقع بودن	نمره کل اهمال‌کاری
استرس	۰/۳۲۹**	۰/۳۴۴**	۰/۲۹۲**	۰/۳۴۶**
افسردگی	۰/۳۳۵**	۰/۳۴۷**	۰/۲۹۶**	۰/۳۴۱**
اضطراب	۰/۲۵۲**	۰/۲۴۸**	۰/۲۰۶**	۰/۲۶۴**
رضایت از زندگی	-۰/۲۳۲**	-۰/۲۷۰**	-۰/۲۶۷**	-۰/۲۷۴**
مشکل در تنظیم هیجان	۰/۴۲۱**	۰/۴۶۲**	۰/۴۳۱**	۰/۴۷۰**

**P<۰/۰۱

مجله روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران

در مورد همبستگی بین نمره کل مقیاس اهمال‌کاری خالص با مقیاس‌های روایی هم‌گرا، بیشترین همبستگی بین مقیاس‌های مشکلات تنظیم هیجان و اهمال‌کاری خالص وجود داشت. تمامی همبستگی‌ها بین زیرمقیاس‌های اهمال‌کاری خالص با مشکلات تنظیم هیجان، افسردگی، اضطراب و استرس و رضایت از زندگی از نظر آماری معنادار است.

تحلیل عاملی اکتشافی

شاخص کفایت نمونه‌گیری[10] ۰/۹۴۶ و آزمون بارتلت ۳۵۷۶/۷۰۸، P<۰/۰۰۰۱ محاسبه شد. نمودار سنگریزه در تصویر شماره ۱، عامل‌های با مقادیر ویژه بزرگ‌تر از یک ارزیابی شد و در تحلیل عاملی اکتشافی[11] سازه اهمال‌کاری خالص، ۳ عامل اهمال در تصمیم‌گیری، اهمال‌کاری رفتاری و به‌موقع بودن استخراج شد. این سه عامل پنهان به ترتیب ۳/۱۹۷، ۲/۵۵۱ و ۲/۴۱۳ مقدار ویژه را به خود اختصاص دادند و درمجموع ۶۸/۰۱۳ درصد کل واریانس سازه اهمال‌کاری خالص را تبیین کردند (جدول شماره ۱). بارهای عاملی همه گویه‌ها بزرگ‌تر از ۰/۴ بود.

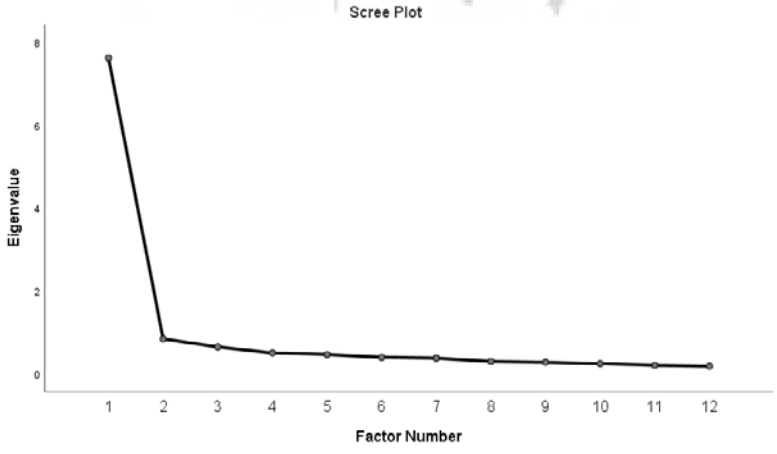
در بررسی همسانی درونی و قدرت تشخیص عبارت‌ها، همبستگی نمره هر عبارت با نمره کل مقیاس بررسی شد. نتایج نشان داد که همبستگی عبارت‌ها با کل مقیاس از ۰/۶۵۶ تا ۰/۸۴۷ در تغییر است.

آزمون تغییرناپذیری

به منظور تحلیل تغییر ناپذیری عاملی ساختار ۳ عاملی اهمال‌کاری خالص، ابتدا یک الگوی اندازه‌گیری پایه بدون محدودیت‌های تساوی در ۲ گروه ایجاد و آزمون شد. سپس، تغییرناپذیری اندازه‌گیری در ۳ مرحله (مرحله اول با هدف تعیین تغییرناپذیری جنسی ساختار عاملی اهمال‌کاری خالص، مرحله دوم با هدف آزمون هم‌ارزی ساختار عاملی در بین سنین مختلف و مرحله سوم با هدف تعیین تغییرناپذیری وضعیت تأهل) آزمون شد. در مرحله اول، در یکی از طرح‌های تحلیل عاملی چندگروهی، دو گروه جنسی از طریق تساوی تمامی بارهای عاملی آزاد در دو گروه، محدود شدند. برازش این الگوی تحلیل عاملی چندگروهی خوب بود (جدول شماره ۳).

در جدول شماره ۳، مقدار $\Delta\chi^2$ که با هدف آزمون تفاوت بین

10. Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)
11. Exploratory Factor Analysis (EFA)



تصویر ۱. نمودار سنگریزه تحلیل عاملی اکتشافی برای مقیاس خالص اهمال‌کار

مجله روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران

جدول ۲. عوامل اکتشافی استخراج‌شده از پرسش‌نامه مقیاس اهمال‌کاری خالص (n=۳۹۰)

عبارت‌ها	ضریب همبستگی با نمره کل	عوامل تعیین شده از طریق PAF				
		مقدار ویژه (درصد واریانس توضیح داده شد)	h^2	اهمال در تصمیم‌گیری	اهمال‌کاری رفتاری	به‌موقع بودن
۱. من در گرفتن تصمیم‌ها آن‌قدر تعلل می‌کنم تا اینکه خیلی دیر می‌شود.	۰/۷۷۷**	۳/۱۹۷ (۲۶/۶۴۰)	۰/۸۷۶	۰/۸۵۷		
۲. حتی وقتی تصمیمی می‌گیرم، در عمل به آن تعلل می‌کنم.	۰/۸۰۹**		۰/۷۳۶	۰/۶۸۶		
۳. قبل از گرفتن تصمیم نهایی، زمان زیادی را روی موضوعات جزئی هدر می‌دهم.	۰/۷۸۸**		۰/۶۶۹	۰/۵۷۸		
۴. در جهت آمادگی برای موعد مقرر، اغلب زمان را با انجام دادن کارهای دیگر هدر می‌دهم.	۰/۸۳۶**	۲/۵۵۱ (۲۱/۲۶۲)	۰/۷۲۴		۰/۵۹۳	
۵. حتی کارهایی که غیر از نشستن و انجام دادنش به چیز دیگری نیاز نیست، اغلب می‌بینم که به‌ندرت انجام می‌شوند.	۰/۸۲۰**		۰/۶۶۰		۰/۵۵۰	
۶. اغلب متوجه می‌شوم که در حال انجام کارهایی هستم که قرار بوده روزها قبل انجام دهم.	۰/۸۰۳**		۰/۶۴۶		۰/۵۵۷	
۷. من مرتب دارم می‌گویم «فردا انجامش می‌دهم.»	۰/۸۰۵**		۰/۶۳۰		۰/۵۴۰	
۸. من معمولاً قبل از شروع انجام کاری که باید انجام دهم تأخیر دارم.	۰/۸۲۰**		۰/۷۰۷		۰/۵۷۲	
۹. اصولاً وقت کم می‌آورم.	۰/۷۶۶**		۰/۵۶۱			۰/۵۴۳
۱۰. من کارها را به‌موقع انجام نمی‌دهم.	۰/۸۴۷**	۲/۴۱۳ (۲۰/۱۱۱)	۰/۷۸۵			۰/۷۵۱
۱۱. من در انجام کارها در موعد مقرر مشکل دارم.	۰/۸۲۵**		۰/۷۷۶			۰/۷۷۲
۱۲. عقب انداختن کارها تا آخرین لحظه ممکن، در گذشته هزینه مالی برایم داشته است.	۰/۶۵۶**		۰/۵۸۳			۰/۵۰۱

** P<۰/۰۱

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
مجله روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران

مقادیر χ^2 بین الگوی با محدودیت و الگوی بدون محدودیت محاسبه شده است. نتایج نشان می‌دهد که بارهای عاملی در دو گروه دانشجویان دختر و پسر مساوی بودند [P=۰/۲۶۱, $\Delta\chi^2$(۹)=۱۱/۲۱۵].

در ادامه، دو گروه جنسی از طریق ایجاد تساوی در واریانس‌ها و کوواریانس‌های عاملی محدود شدند. در جدول شماره ۳، مقدار $\Delta\chi^2$ نشان می‌دهد که در الگوی با محدودیت و الگوی بدون محدودیت کوواریانس‌های ساختاری در دو جنس مساوی بودند [P=۰/۱۱۸، $\Delta\chi^2$(۱۵)=۲۱/۶۴۲]. درنهایت دو جنس از طریق تساوی در تمامی باقی‌مانده‌های اندازه‌گیری، محدود شدند. برازش این الگوی تحلیل عاملی چندگروهی خوب بود (جدول شماره ۳). در جدول شماره ۳، مقدار $\Delta\chi^2$ نشان می‌دهد که در الگوی با محدودیت و الگوی بدون محدودیت، باقی‌مانده‌های اندازه‌گیری در دو جنس مساوی بودند [P=۰/۱۱۷، $\Delta\chi^2$(۲۷)=۳۵/۹۲۲].

در مرحله دوم، در یکی از طرح‌های تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی، گروه‌های سنی مختلف از طریق تساوی تمامی بارهای عاملی آزاد در دو گروه محدود شدند. برازش این الگوی تحلیل عاملی چندگروهی خوب بود (جدول شماره ۳). در جدول شماره ۳، مقدار $\Delta\chi^2$ با هدف آزمون تفاوت بین مقادیر χ^2 بین الگوی با محدودیت و الگوی بدون محدودیت محاسبه شده. نتایج نشان می‌دهد که بارهای عاملی در دو گروه سنی مساوی بودند [P= ۰/۴۴۸، $\Delta\chi^2$(۹)=۸/۸۸۸].

در ادامه، دو گروه سنی از طریق ایجاد تساوی در واریانس‌ها و کوواریانس‌های عاملی محدود شدند. در جدول شماره ۳، مقدار $\Delta\chi^2$ نشان می‌دهد که در الگوی با محدودیت و الگوی بدون محدودیت، کوواریانس‌های ساختاری برای گروه‌های سنی مختلف در بین دانشجویان مساوی بودند [P=۰/۷۶۶، $\Delta\chi^2$(۱۵)۱۰/۸۰۴]. درنهایت دو گروه سنی از طریق تساوی در تمامی باقی‌مانده‌های اندازه‌گیری، محدود شدند. برازش این

جدول ۳. نتایج طرح‌های تحلیل عاملی تأییدی چند گروهی در زیرگروه‌های مختلف

متغیر	الگو	χ^2	df	χ^2/df	CFI	GFI	AGFI	RMSEA
جنسیت	بدون محدودیت	۲۸۰/۶۳۱	۱۰۲	۲/۷۵۱	/۹۵۰	/۹۲۹	۰/۸۴۶	۰/۶۰۷
	با محدودیت در بارهای عاملی	۲۹۱/۸۴۶	۱۱۱	۲/۶۲۹	/۹۴۹	/۹۱۵	۰/۸۵۳	۰/۰۶۵
	با محدودیت در کوواریانس‌های ساختاری	۳۰۲/۲۷۴	۱۱۷	۲/۵۸۴	/۹۴۸	/۹۳۳	۰/۸۵۷	۰/۰۶۴
	با محدودیت در باقی‌مانده‌های اندازه‌گیری	۳۱۶/۵۵۳	۱۲۹	۲/۴۵۴	/۹۴۷	/۹۸۸	۰/۸۶۵	۰/۰۶۱
سن	بدون محدودیت	۲۵۲/۳۶۷	۱۰۲	۲/۴۷۴	/۹۵۸	/۹۰۳	۰/۸۵۲	۰/۰۶۲
	با محدودیت در بارهای عاملی	۲۶۱/۲۵۵	۱۱۱	۲/۳۵۴	۰/۹۵۸	۰/۹۲۱	۰/۸۶۰	۰/۰۵۹
	با محدودیت در کوواریانس‌های ساختاری	۲۶۳/۱۷۱	۱۱۷	۲/۲۴۹	۰/۹۵۴	۰/۹۲۷	۰/۸۵۹	۰/۰۶۰
	با محدودیت در باقی‌مانده‌های اندازه‌گیری	۲۷۲/۹۸۱	۱۲۹	۲/۱۱۶	۰/۹۴۷	۰/۹۳۵	۰/۸۶۱	۰/۰۵۷
وضعیت تأهل	بدون محدودیت	۲۸۰/۰۰۴	۱۰۲	۲/۷۴۵	۰/۹۵۰	۰/۹۰۴	۰/۸۳۷	۰/۰۶۷
	با محدودیت در بارهای عاملی	۲۹۳/۷۹۸	۱۱۱	۲/۶۴۷	۰/۹۴۹	۰/۹۰۸	۰/۸۴۲	۰/۰۶۵
	با محدودیت در کوواریانس‌های ساختاری	۲۹۷/۸۷۱	۱۱۷	۲/۵۴۵	۰/۹۴۷	۰/۹۰۸	۰/۸۵۰	۰/۰۶۵
	با محدودیت در باقی‌مانده‌های اندازه‌گیری	۳۱۸/۶۲۱	۱۲۹	۲/۴۷۰	۰/۹۴۷	۰/۹۱۲	۰/۸۶۹	۰/۰۶۲

مجله روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران

Abbreviations: PPS: Pure Procrastination Scale; CFA: confirmatory factor analysis; CMIN/DF: Chi-square/degree-of-freedom ratio; RMSEA: Root Mean Square Error of Approximation; AGFI: Adjusted Goodness-of-Fit Index; CFI: Comparative Fit Index; GFI: Goodness-of-Fit Index.

Note: Fit indices: AGFI (>0.5), CFI, GFI (>0.9), RMSEA (>0.08), CMIN/DF (>3 good, >5 acceptable).

الگوی تحلیل عاملی چندگروهی خوب بود (جدول شماره ۳).

در جدول شماره ۳، مقدار $\Delta\chi^2$ نشان می‌دهد که در الگوی با محدودیت و الگوی بدون محدودیت، باقی‌مانده‌های اندازه‌گیری برای گروه‌های سنی مختلف در بین دانشجویان مساوی بودند [$\Delta\chi^2$ (۲۷)= ۲۰/۶۱۴، P=۰/۸۰۴].

در مرحله سوم، در یکی از طرح‌های تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی، گروه‌های وضعیت تأهل مختلف از طریق تساوی تمامی بارهای عاملی آزاد در دو گروه محدود شدند. برازش این الگوی تحلیل عاملی چندگروهی خوب بود (جدول شماره ۳). در جدول شماره ۳، مقدار $\Delta\chi^2$ که با هدف آزمون تفاوت بین مقادیر χ^2 بین الگوی با محدودیت و الگوی بدون محدودیت محاسبه شده نتایج نشان می‌دهد بارهای عاملی در دو گروه وضعیت تأهلی مساوی بودند [$\Delta\chi^2$ (۹)= ۱۳/۷۹۳، P=۰/۱۳۰].

در ادامه، دو گروه وضعیت تأهلی از طریق ایجاد تساوی در واریانس‌ها و کوواریانس‌های عاملی محدود شدند. در جدول شماره ۳، مقدار $\Delta\chi^2$ نشان می‌دهد که در الگوی با محدودیت و الگوی بدون محدودیت، کوواریانس‌های ساختاری برای گروه‌های وضعیت تأهلی مختلف در بین دانشجویان مساوی بودند [$\Delta\chi^2$(۱۵)=۱۷/۸۶۷، P=۰/۲۶۹]. درنهایت دو گروه وضعیت تأهلی از طریق تساوی در تمامی باقی‌مانده‌های اندازه‌گیری، محدود شدند. برازش این الگوی تحلیل عاملی چندگروهی خوب بود (جدول شماره ۳).

در جدول شماره ۳، مقدار $\Delta\chi^2$ نشان می‌دهد که در الگوی با محدودیت و الگوی بدون محدودیت، باقی‌مانده‌های اندازه‌گیری برای گروه‌های وضعیت تأهلی مختلف در بین دانشجویان مساوی بودند [$\Delta\chi^2$ (۲۷)= ۳۸/۶۱۶، P=۰/۰۶۹].

بحث

هدف این مطالعه بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس خالص اهمال‌کاری بود تا پژوهشگران به یک مقیاس معتبر برای بررسی اهمال‌کاری در جمعیت فارسی‌زبان دسترسی داشته باشند. به این منظور، ساختار عاملی، روایی هم‌گرا و واگرا، همسانی درونی و پایایی بازآزمون این مقیاس مورد بررسی قرار گرفت.

یافته‌ها نشانگر همسانی درونی بالای مقیاس و زیرمقیاس‌ها بودند. به طوری که ضریب آلفای کرونباخ برای زیرمقیاس‌های اهمال در تصمیم گیری، اهمال‌کاری رفتاری و به‌موقع بودن به ترتیب ۰/۸۳، ۰/۹۰ و ۰/۸۵بود. در نسخه فرانسوی نیز آلفای

کرونباخ در دامنه ۰/۷۷ تا ۰/۹۰ و در نسخه کره‌ای آن آلفای کرونباخ ۰/۹۳ به دست آمده است. همان‌طور که دیده می‌شود محدوده آلفای کرونباخ به‌دست‌آمده مشابه نسخه‌های دیگر است [۱۲، ۱۴، ۲۶].

نتایج EFA نشان‌دهنده این بود که داده‌ها از مدل ۳عاملی تبعیت می‌کنند که در تناقض با نتایج نسخه فرانسوی این پرسش‌نامه است که حاکی از ۲عاملی بودن این مقیاس است. تأخیر داوطلبانه بیانگر به تعویق انداختن داوطلبانه اعمال و تصمیمات است و تأخیر مشاهده‌شده مربوط به کمبود وقت، انجام ندادن به موقع کارها یا ناتوانی در رسیدن به موعد مقرر است که لزوماً مفهوم تأخیر داوطلبانه را نشان نمی‌دهد. از سوی دیگر، نتایج هم‌راستا با مطالعه اسوارتدال و همکاران است که در آن ساختار عاملی اهمال‌کاری خالص را در ۶ کشور مختلف مورد سنجش قرار داده بودند که حاکی از سه عاملی بودن این پرسش‌نامه است [۱۵]. در کل، نتایج نشان دادند که نسخه ۱۲آیتمی فارسی اهمال‌کاری خالص شامل ۳ عامل است: اهمال در تصمیم‌گیری که به معنای به تأخیر انداختن غیرمنطقی تصمیم‌گیری است؛ اهمال‌کاری رفتاری که به معنی تاخیر داوطلبانه فعالیت هاست و به موقع بودن که به معنای عدم توانایی در اتمام کارها در موعد مقرر است. این ۳ عامل ریشه در مقیاس‌هایی دارند که آیتم‌های اهمال‌کاری خالص از آن‌ها گرفته شده است. یعنی مقیاس اهمال‌کاری بزرگسالان، پرسش‌نامه اهمال‌کاری در تصمیم‌گیری، مقیاس اهمال‌کاری عمومی است [۱۱]. نتایجی که نشان‌دهنده ساختار ۳عاملی است، با گمانه‌زنی‌های ابتدایی که اهمال‌کاری یک سازه چندعدی است، هم‌خوانی دارد [۲۷].

بررسی روایی هم‌گرای اهمال‌کاری خالص نشان داد که ارتباط معناداری بین نمره کلی اهمال‌کاری خالص و زیرمقیاس‌های آن با نمرات پرسش‌نامه‌های مشکل در تنظیم هیجان، اضطراب، افسردگی و استرس وجود داشت. به طور کلی، نتایج نمایانگر روایی بالای اهمال‌کاری خالص بودند. بیشترین همبستگی بین نمرات مشکلات تنظیم هیجان و اهمال‌کاری خالص وجود داشت که هم‌راستا با مطالعات پیشین بوده که نشان دادند هیجان‌های منفی، پیشایندهای اهمال‌کاری هستند [۱۰، ۲۸، ۲۹]. همچنین، مطالعات در زمینه استرس تحصیلی و کاری نشان داده‌اند که استرس، همبستگی مثبت معناداری با اهمال‌کاری دارد، به عبارتی استرس پیش‌بینی‌کننده اهمال‌کاری است [۳۰، ۳۱، ۳۲]. در رابطه با اضطراب و افسردگی نیز مطالعات نشان می‌دهند که سطوح بالای افسردگی و اضطراب با سطوح بالاتری از اهمال‌کاری همراه هستند که همسو با نتایج مطالعه است [۳۳، ۳۴]. همچنین همبستگی مثبت معناداری بین اهمال‌کاری و ناتنظیمی هیجان وجود دارد و مطالعات انجام‌گرفته در این زمینه نشان داده که بهبود مهارت‌های تنظیم هیجان می‌تواند اهمال‌کاری را کاهش دهد، به طوری که توانایی تنظیم هیجان‌های آزارنده را اصلاح و تحملشان را امکان‌پذیر می‌کند که متعاقباً اهمال‌کاری را کاهش می‌دهد [۳۵، ۳۶].

همان‌طور که انتظار می‌رفت، همبستگی معنادار منفی بین مقیاس رضایت از زندگی و اهمال‌کاری وجود داشت که نشان‌دهنده آن است که پرسش‌نامه‌های اهمال‌کاری خالص و رضایت از زندگی سازه‌های متضاد هم را اندازه می‌گیرند. این یافته نیز با مطالعات قبلی هم‌خوان است [۱۰، ۱۲] که اهمال‌کاری با افسردگی، اضطراب و استرس مرتبط بوده که به نوبه خود رضایت از زندگی را کاهش می‌دهد، خصوصاً در حیطه شغل و درآمد [۱۰].

نهایتاً همانند سایر مطالعات، این پژوهش نیز محدودیت‌هایی دارد. یکی از محدودیت‌های این پژوهش، مطالعه بر روی دانشجویان است. جمعیت دانشجویی دارای نرخ بالاتری از افسردگی، اضطراب و استرس است و نرخ اهمال‌کاری نیز در دانشجویان بالاتر است. علاوه بر این، میانگین سنی نمونه تقریباً جوان بود (۲۴/۷۷±۵/۳۲) و بنابراین، در تعمیم داده‌ها باید با احتیاط عمل کرد.

نتیجه‌گیری

در جمع بندی نهایی، یافته‌های این پژوهش نشان داد که نسخه فارسی مقیاس اهمال‌کاری خالص، دارای روایی و پایایی مطلوب است و می‌توان از آن برای مطالعاتی که به ارزیابی اهمال‌کاری می‌پردازند در جمعیت ایرانی استفاده کرد.

از آنجایی که مطالعه بر روی دانشجویان انجام شده است و شرایط بالینی آن‌ها مورد ارزیابی قرار نگرفته است، پیشنهاد می‌شود یک مطالعه هنجاریابی بر روی جمعیت بالینی انجام شود و تفاوت‌های آن با نمونه غیربالینی مشاهده شود. در آن صورت می‌توان حداقل تفاوت مهم از نظر بالینی[12] را نیز به دست آورد، که یکی از ویژگی‌های ارزشمند هر پرسش‌نامه مربوط به سلامت است.

ملاحظات اخلاقی

پیروی از اصول اخلاق پژوهش

این مطالعه، گزارش قسمتی از یافته‌های مطالعه «تحلیل الگوی ساختاری اهمال‌کاری بر اساس سازه‌های فراتشخیصی» مصوب در معاونت پژوهشی دانشکده علوم رفتاری و سلامت روان (انستیتو روان‌پزشکی تهران) دانشگاه علوم‌پزشکی ایران، با کد اخلاق IR.IUMS.REC.1397.647 می‌باشد.

حامی مالی

معاونت پژوهشی دانشکده علوم رفتاری و سلامت روان (انستیتو

12. Minimum clinically important difference

روان‌پزشکی تهران) دانشگاه علوم‌پزشکی ایران.

مشارکت نویسندگان

مفهوم‌سازی، تهیه پیش‌نویس اولیه، گردآوری داده‌ها و تحلیل داده‌ها: لیلی جمیل، سمیه ضمیری‌نژاد؛ مدیریت و نظارت پروژه: احمد عاشوری؛ بررسی و تایید نسخه نهایی: همه نویسندگان.

تعارض منافع

بنابر اظهار نویسندگان این مقاله تعارض منافع ندارد.

تشکر و قدردانی

نویسندگان این مقاله از کارکنان دانشگاه علوم پزشکی ایران، دانشگاه تهران و دانشگاه آزاد اسلامی تهران تشکر و قدردانی می‌کنند. این کار بدون همکاری آن‌ها به مرحله اجرا نمی‌رسید.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

References

[1] Steel P. The nature of procrastination: A meta-analytic and theoretical review of quintessential self-regulatory failure. Psychological Bulletin. 2007; 133(1):65-94. [DOI:10.1037/0033-2909.133.1.65] [PMID]

[2] Klingsieck KB. Procrastination in different life-domains: Is procrastination domain specific? Current Psychology. 2013; 32(2):175-85. [DOI:10.1007/s12144-013-9171-8]

[3] Pychyl TA, Flett GL. Procrastination and self-regulatory failure: An introduction to the special issue. Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy . 2012; 30: 203-12. [DOI:10.1007/s10942-012-0149-5]

[4] Dewitte S, Schouwenburg HC. Procrastination, temptations, and incentives: The struggle between the present and the future in procrastinators and the punctual. European Journal of Personality. 2002; 16(6):469-89. [DOI:10.1002/per.461]

[5] Mehrabian A. Beyond IQ: Broad-based measurement of individual success potential or" emotional intelligence". Genetic, Social, and General Psychology Monographs. 2000; 126(2):133-239. [PMID]

[6] Sirois F. "I'll look after my health, later": a replication and extension of the procrastination-health model with community-dwelling adults. Personality and individual differences. 2007; 43(1):15-26. [DOI:10.1016/j.paid.2006.11.003]

[7] Van Eerde W. A meta-analytically derived nomological network of procrastination. Personality and Individual Differences. 2003; 35(6):1401-18. [DOI:10.1016/S0191-8869(02)00358-6]

[8] Sirois FM, Tosti N. Lost in the moment? An investigation of procrastination, mindfulness, and well-being. Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy. 2012; 30(4):237-48. [DOI:10.1007/s10942-012-0151-y]

[9] Rozental A, Carlbring P. Understanding and treating procrastination: A review of a common self-regulatory failure. Psychology. 2014; 5(13):1488. [DOI:10.4236/psych.2014.513160]

[10] Beutel ME, Klein EM, Aufenanger S, Brähler E, Dreier M, Müller KW, et al. Procrastination, distress and life satisfaction across the age range-a German representative community study. PloS One. 2016; 11(2):e0148054. [DOI:10.1371/journal.pone.0148054] [PMID] [PMCID]

[11] Steel P. Arousal, avoidant and decisional procrastinators: Do they exist? Personality and Individual Differences. 2010; 48(8):926-34. [DOI:10.1016/j.paid.2010.02.025]

[12] Rebetez MML, Rochat L, Gay P, Van der Linden M. Validation of a French version of the pure procrastination scale (PPS). Comprehensive Psychiatry. 2014; 55(6):1442-7. [DOI:10.1016/j.comppsych.2014.04.024] [PMID]

[13] Rozental A, Forsell E, Svensson A, Forsström D, Andersson G, Carlbring P. Psychometric evaluation of the Swedish version of the pure procrastination scale, the irrational procrastination scale, and the susceptibility to temptation scale in a clinical population. BMC Psychology. 2014; 2(1):54. [DOI:10.1186/s40359-014-0054-z] [PMID] [PMCID]

[14] Svartdal F. Measuring procrastination: Psychometric properties of the Norwegian versions of the irrational procrastination scale (IPS) and the pure procrastination scale (PPS). Scandinavian Journal of Educational Research. 2015; 61(1):18-30. [DOI:10.1080/00313831.2015.1066439]

[15] Svartdal F, Pfuhl G, Nordby K, Foschi G, Klingsieck KB, Rozental A, et al. On the measurement of procrastination: Comparing two scales in six European countries. Frontiers in Psychology. 2016; 7:1307. [DOI:10.3389/fpsyg.2016.01307] [PMID] [PMCID]

[16] Mundfrom DJ, Shaw DG, Ke TL. Minimum sample size recommendations for conducting factor analyses. International Journal of Testing. 2005; 5(2):159-68. [DOI:10.1207/s15327574ijt0502_4]

[17] Svartdal F, Steel P. Irrational delay revisited: Examining five procrastination scales in a global sample. Frontiers in Psychology. 2017; 8:1927. [PMID] [DOI:10.3389/fpsyg.2017.01927]

[18] Gratz KL, Roemer L. Multidimensional assessment of emotion regulation and dysregulation: Development, factor structure, and initial validation of the difficulties in emotion regulation scale. Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment. 2004; 26(1):41-54. [DOI:10.1023/B:JOBA.0000007455.08539.94]

[19] Asgari P, Pasha GR, Aminian M. [Relationship between emotion regulation, daily hassles and body image with eating disorders in women (Persian)]. Journal of Thought & Behavior in Clinical Psychology. 2009; 4(13):65-78. https://www.sid.ir/En/Journal/ViewPaper.aspx?ID=198222

[20] Lovibond PF, Lovibond SH. The structure of negative emotional states: Comparison of the depression anxiety stress scales (DASS) with the beck depression and anxiety inventories. Behaviour Research and Therapy. 1995; 33(3):335-43 [DOI:10.1016/0005-7967(94)00075-U]

[21] Antony MM, Bieling PJ, Cox BJ, Enns MW, Swinson RP. Psychometric properties of the 42-item and 21-item versions of the depression anxiety stress scales in clinical groups and a community sample. Psychological Assessment. 1998; 10(2): 176-81. [DOI:10.1037/1040-3590.10.2.176]

[22] Crawford JR, Henry JD. The depression anxiety stress scales (DASS): Normative data and latent structure in a large non-clinical sample. British Journal of Clinical Psychology. 2003; 42(2):111-31. [DOI:10.1348/014466503321903544] [PMID]

[23] Sahebi A, Asghari MJ, Salari R. [Validation of depression anxiety and stress scale (DASS-21) for an Iranian population (Persian)]. Journal of Developmental Psychology. 2005: 1(4):36-54. http://jip.azad.ac.ir/article_512443_en.html

[24] Diener ED, Emmons RA, Larsen RJ, Griffin S. The satisfaction with life scale. Journal of Personality Assessment. 1985; 49(1):71-5. [DOI:10.1207/s15327752jpa4901_13] [PMID]

[25] Sheikhi M, Ali HH, Ahadi H, Sepah MM. [Psychometric properties of satisfaction with life scale (Persian)]. Journal of Thought & Behavior in Clinical Psychology. 2011; 5(19):15-26. https://www.sid.ir/en/journal/ViewPaper.aspx?id=208279

[26] Kim H, Kim H, Lee WK, Han S, Carlbring P, Rozental A. Assessing procrastination in Korean: A study of the translation and validation of the pure procrastination scale and a reexamination of the irrational procrastination scale in a student and community sample. Cogent Psychology. 2020; 7(1):1809844. [DOI:10.1080/23311908.2020.1809844]

[27] Diaz-Morales JF, Ferrari JR, Diaz K, Argumedo D. Factorial structure of three procrastination scales with a Spanish adult population. European Journal of Psychological Assessment. 2006; 22(2):132-7. [DOI:10.1027/1015-5759.22.2.132]

[28] Tice DM, Bratslavsky E, Baumeister RF. Emotional distress regulation takes precedence over impulse control: If you feel bad,

do it! Journal of Personality and Social Psychology. 2001; 80(1):53. [DOI:10.1037/0022-3514.80.1.53] [PMID]

[29] Wohl MJ, Pychyl TA, Bennett SH. I forgive myself, now i can study: How self-forgiveness for procrastinating can reduce future procrastination. Personality and Individual Differences. 2010; 48(7):803-8. [DOI:10.1016/j.paid.2010.01.029]

[30] Ashraf M, Malik JA, Musharraf S. Academic stress predicted by academic procrastination among young adults: Moderating role of peer influence resistance. Journal of Liaquat University of Medical & Health Sciences. 2019; 18(01):65-70. [DOI:10.22442/jlumhs.191810603]

[31] Utami Md, Arbiansyah TP, Hidayati Yn. Influence of stress and self regulated learning on academic procrastination. European Journal of Education Studies. 2020; 7(7). [DOI:10.46827/ejes.v7i7.3246]

[32] Munjal S, Mishra R. Associative impact of personality orientation and levels of stress on procrastination in middle-level managers. Indian Journal of Public Administration. 2019; 65(1):53-70. [DOI:10.1177/0019556118820456]

[33] Kınık Ö, Odacı H. Effects of dysfunctional attitudes and depression on academic procrastination: Does self-esteem have a mediating role? British Journal of Guidance & Counselling. 2020; 48 (5):638-49. [DOI:10.1080/03069885.2020.1780564]

[34] Yang Z, Asbury K, Griffiths MD. An exploration of problematic smartphone use among Chinese university students: Associations with academic anxiety, academic procrastination, self-regulation and subjective wellbeing. International Journal of Mental Health and Addiction. 2019; 17(3):596-614. [DOI:10.1007/s11469-018-9961-1]

[35] Eckert M, Ebert DD, Lehr D, Sieland B, Berking M. Overcome procrastination: Enhancing emotion regulation skills reduce procrastination. Learning and Individual Differences. 2016; 52:10-8. [DOI:10.1016/j.lindif.2016.10.001]

[36] Pychyl TA, Sirois FM. Procrastination, emotion regulation, and well-being. In Procrastination, Health, and Well-Being. 2016; 163-88. [DOI:10.1016/B978-0-12-802862-9.00008-6]

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

This Page Intentionally Left Blank

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی