www.edcbmj.ir e-ISSN: 2345-5284

Education Strategies in Medical Sciences (ESMS)

Journal homepage: www.edcbmj.ir/en e-ISSN: 2345-5284

Baqiyatallah University of Medical Sciences

Examining the psychometric properties of McCloskey's academic procrastination questionnaire in the academic environment

Hossein Pourmoosa Bezenjani [1], Eshrat Karimi Afshar[2*]

[1] *Assistant Professor of ACECR, Kerman ACECR, Kerman, Iran*
[2] *Assistant Professor, Department of Psychology, Faculty of Humanities, Islamic Azad University, Sirjan, Iran*

**Corresponding author: Eshrat Karimi Afshar, Assistant Professor, Department of Psychology, Faculty of Humanities, Islamic Azad University, Sirjan, Iran. E-mail: Karimi-afshar@iau.ac.ir*

Article Info

Keywords:
procrastination, students, accreditation, Mc Closkey version

Abstract

Introduction: Academic procrastination can affect all areas of students' lives, which deserves a lot of attention. There is a need for a scale based on which psychological conclusions can be based and the knowledge and measurement of this structure can be improved. This research was conducted with the aim of investigating the psychometric properties of McCloskey's academic procrastination questionnaire in the student community of Kerman University of Medical Sciences in 2021.
Methods: The method of this research was descriptive. The statistical population was all students of Kerman University of Medical Sciences. From this population, 402 people (220 female and 192 male) were selected as samples by multi-stage random sampling method. Construct validity was done based on confirmatory factor analysis, and internal consistency reliability and consistency reliability of the questionnaire were calculated using Cronbach's alpha coefficient and retesting in all students and by gender. SPSS-26 and AMOS-24 software were used for data analysis.
Results: The findings related to the determination of the psychometric indicators of the academic procrastination scale were reported in three sections: validity, validity and standardization. In order to improve the fit of the single-factor model, items 1, 11, 14, 16, 24 and 25 were removed due to factor loadings less than 0.3. The chi-square goodness of fit index was obtained after modifying the model. Therefore, the single-factor model of academic procrastination tool was confirmed in students. According to the significance of the test ($P < 0.001$), the current scale has an acceptable and appropriate reliability of temporal stability or repeatability.
Conclusion: The results showed that this questionnaire has adequate validity and reliability after removing 6 items and can be cited by researchers.

Copyright © 2020, Education Strategies in Medical Sciences (ESMS). This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/) which permits copy and redistribute the material just in noncommercial usages, provided the original work is properly cited.

[Downloaded from edcbmj.ir on 2025-08-09]

مجله راهبردهای آموزش در علوم پزشکی
دوره ۱۸، شماره ۲، ۱۴۰۴
صفحات: ۸۸-۷۹

بررسی ویژگیهای روانسنجی پرسشنامه اهمال‌کاری تحصیلی مک کلوسکی در محیط دانشگاهی

حسین پورموسی بزنجانی[۱]، عشرت کریمی افشار [۲]*

[۱] استادیار جهاد دانشگاهی، جهاد دانشگاهی کرمان، کرمان، ایران.
[۲] استادیار گروه روانشناسی، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد سیرجان، سیرجان، ایران.

* نویسنده مسوول: عشرت کریمی افشار ، استادیار گروه روانشناسی، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد سیرجان، سیرجان، ایران.
ایمیل: Karimi-afshar@iau.ac.ir

چکیده

مقدمه: اهمال‌کاری تحصیلی می‌تواند بر تمام عرصه‌های زندگی دانشجویان تأثیر بگذارد که سزاوار توجه بسیار است. مابه مقیاسی نیاز داریم که بر اساس آن بتوان نتیجه‌گیری‌های روانشناختی را پایه‌گذاری و دانش و سنجش این سازه را ارتقا داد. این پژوهش با هدف بررسی ویژگیهای روانسنجی پرسشنامه اهمال‌کاری تحصیلی مک کلوسکی در جامعه دانشجویی دانشگاه علوم پزشکی کرمان در سال تحصیلی ۱۴۰۰ انجام شد.

روش‌ها: این پژوهش توصیفی بود. جامعه آماری کلیه دانشجویان دانشگاه علوم پزشکی کرمان بود. از این جامعه ۴۱۲ نفر (۲۲۰ دختر و ۱۹۲ پسر) به‌عنوان نمونه با روش نمونه‌گیری تصادفی چند مرحله‌ای انتخاب شدند. روایی سازه براساس تحلیل عاملی تأییدی انجام گرفت و پایایی همسانی درونی و پایایی ثبات پرسشنامه به روش ضریب آلفای کرونباخ و بازآزمایی در کل دانشجویان و به تفکیک جنسیت محاسبه گردید. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم افزارهای SPSS-26 و AMOS-24 استفاده‌شد.

نتایج: یافته‌های مربوط به تعیین شاخص‌های روانسنجی مقیاس اهمال‌کاری تحصیلی در سه بخش روایی، اعتبار و هنجاریابی گزارش شد. جهت ارتقاء برازندگی الگوی تک عاملی، گویه‌های ۱، ۱۱، ۱۴، ۱۶، ۲۴ و ۲۵ به‌دلیل بار عاملی کمتر از ۰/۳ حذف شدند. شاخص نیکویی برازش مجذورکای پس از اصلاح مدل به دست آمد. بنابراین الگوی تک عاملی ابزار اهمال‌کاری تحصیلی در دانشجویان تأیید شد. با توجه به معنی‌داری آزمون (۰۰۱ /۰ >P) مقیاس حاضر از پایایی ثبات زمانی یا تکرار پذیری قابل قبول و مناسب برخوردار می‌باشد.

نتیجه‌گیری: نتایج نشان داد که این پرسش‌نامه پس از حذف ۶ گویه از روایی و پایایی مناسب برخوردار است و قابلیت استناد برای پژوهشگران را دارد.

واژگان کلیدی: اهمال کاری، دانشجویان، اعتباریابی، نسخه مک کلوسکی

[Downloaded from edcbmj.ir on 2025-08-09]

مقدمه

اهمال‌کاری پدیده‌ای است که می‌تواند بر تمام عرصه‌های زندگی افراد تأثیر بگذارد. یک شکل منحصر به فرد اهمال‌کاری، اهمال‌کاری تحصیلی، یک خروجی کمتر مطالعه شده و منحصر به فرد از اهمال‌کاری است که سزاوار توجه بسیار بیشتری نسبت به آن‌چه دریافت کرده است. بارها و بارها اتفاق می‌افتد: دانشجویی می‌نشیند تا پروژه‌ای را انجام دهد که در این میان زمان زیادی را صرف می‌کند (۱). به تعویق انداختن کار همواره به‌عنوان مشکلی برای موفقیت تحصیلی و رفاه عمومی در نظرگرفته می‌شود (۲). این تمایل به عقب انداختن، اجتناب یا به تاخیر انداختن فعالیت‌ها است. هم‌چنین به‌عنوان "تاخیر در تکمیل کار تا حد تجربه ناراحتی ذهنی، تاخیر عمدی یک اقدام مورد نظر به‌عنوان یک ویژگی شخصیتی پایدار با پیامدهای منفی به نظر می‌رسد (۳). توافق بر سر به تعویق انداختن به عنوان به تاخیر انداختن مداوم رفتارها بدون در نظر گرفتن پیامدها وجود دارد. افراد با اهمال‌کاری کم عملکرد تحصیلی بهتری نسبت به افراد با اهمال‌کاری بالا داشتند (۴). در بیشتر فرهنگ‌ها که در آن مردم برای عملکرد و نتایج تلاش می‌کنند، به تعویق انداختن کار می‌تواند برای افراد مضر باشد. در واقع، مطالعات گزارش کرده‌اند که ۲۰ درصد از بزرگسالان اهمال‌کاری مزمن را تجربه می‌کنند (۵). تحقیقات حتی از این ایده که اهمال‌کاری در طول زندگی فرد نسبتاً پایدار است حمایت کرده است. آن‌چه یک فرد قصد انجام آن را دارد کاملاً با آن‌چه که یک فرد در واقع انجام می‌دهد متفاوت است. هر چه این اختلاف بین قصد و رفتار بیشتر باشد، به تعویق انداختن کار بیشتر است (۶). با این وجود، به نظر می‌رسد اهمال‌کاری یک پدیده انسانی است که توسط ویلیام جیمز، روانشناس، زیربنای روانشناختی آن در حدود ۱۲۰ سال پیش تشخیص داده شد. به تعویق انداختن کار را به‌عنوان "یکی از بدبختی‌های جزئی انسانی که کمتر درک شده است" نام گذاری کرده اند (۷). اهمال‌کاری تحصیلی تمایل به تعویق انداختن یا به تعویق انداختن فعالیت‌ها و رفتارهای مرتبط با مدرسه است. اهمال‌کاری تحصیلی در دانش‌آموزان در هر سنی رخ می‌دهد، خواه آن دانش‌آموزان در مقطع ابتدایی تحصیل می‌کنند یا نوعی از آموزش را دنبال می‌کنند. اهمال کاری در بین دانشجویان بسیار رایج است (۸). علاوه بر این، به دلیل در دسترس بودن گسترده دانشجویان در یک محیط کالج، تحقیق در مورد اهمال کاری تحصیلی را می‌توان آسانتر مطالعه کرد. اهمال کاری تحصیلی یک خروجی منحصر به فرد برای اهمال کاری است. افراد در طیف گسترده‌ای از فعالیت‌ها و در شرایط مختلف، خواه به تعویق انداختن تکمیل یک پروژه، نمره دادن به مقالات یا رفتن به یک جلسه، تعلل می‌کنند. با این وجود، خروجی‌های منحصربه‌فردی از اهمال‌کاری، مانند دانشگاهیان، می‌تواند وجود داشته باشد که در آن افراد تمایل دارند فعالیت‌ها را در زمینه‌های خاصی به تأخیر بیندازند (۹) بـه دلیل تـأثیرات منفی که اهمال‌کـاری بـر عملکـرد تحصـیلی و سـلامت روانی و جسمی دانشـجویان بـر جـای می گـذارد، شـیوع این پدیده موجب نگرانی است (۱۰). اهمال کاری در بین دانشجویان مقطع کارشناسی در کالج رایج تر است و برخی از مطالعات حتی نشان داده اند که بیش از ۷۰ درصد از دانشجویان دانشگاه اذعان می‌کنند که به طور منظم کار را به تعویق می اندازند. دادن حق انتخاب مواد درسی جهت انجام تکالیف دانشجویان بصورت غیر مشروط می تواند بر اهمال‌کاری تاثیرگذار باشد (۱۱). اهمال‌کاری را می‌توان به عنوان یک پیش‌بینی کننده مهم موفقیت در دانشگاه تشخیص داد. در نتیجه، مقیاس معتبر و قابل اعتماد اهمال‌کاری تحصیلی متناسب با فرهنگ بومی کشورمان می‌تواند کاملاً سودآور باشد و برای دانشگاه‌ها از اهمیت بالایی برخوردار باشد. چنین مقیاسی می‌تواند در اصلاح دانشجویان ارزشمند باشد. آن دسته از دانش‌جویان که سطوح بالاتری از تمایلات اهمال‌کاری تحصیلی را نشان می‌دهند، می‌توانند در مورد مطالعه مؤثر و رعایت ضرب‌الاجل‌ها و اهداف درس بگیرند. اگر به اندازه کافی شناسایی شوند، می توان ابزارهای مناسبی برای غلبه بر اهمال‌کاری و موفقیت در دانشگاه در اختیار دانشجویان قرار داد (۱۲). اگرچه مطالعات دیگر نتوانسته‌اند رویکرد چهار عاملی را برای اهمال‌کاری تحصیلی فعال تأیید کنند، اما مطالعات نشان داده‌اند که تعلل‌کنندگان تمایل دارند تمایلات خود را برای به تعویق انداختن کارها و توانایی‌شان برای کار تحت فشار منطقی نشان دهند. بنابراین، یکی از جنبه های اهمال‌کاری شامل باورهای روانشناختی در مورد توانایی کار تحت فشار است. این در مطالعات مشابه به عنوان احساس طلبی تعریف شده است (۱۳). به عبارت دیگر، تعلل‌کنندگان تحصیلی، به‌طور فعال یا منفعلانه، به دنبال کار تحت فشار هستند. کسانی که کار را به تعویق می اندازند، باور غیرقابل انکاری به توانایی خود در کار تحت فشار دارند. در واقع، این باور به توانایی ممکن است در سایر تحقیقات روانشناختی پایه‌ای داشته باشد (۱۴). اسمیت و همکاران در پژوهش خود اشاره می‌کنند که دانشجویان وقتی تا آخرین لحظه برای مطالعه منتظر می‌مانند، احساس چالش و هیجان بیشتری را تجربه می‌کنند (۱۵). دانشجویان سنتی کالج کسانی هستند که در اوایل بزرگسالی و اواخر نوجوانی، در سنین ۱۸ تا ۲۳ سال قرار دارند. چنین سنی با سازگاری اجتماعی و استقلال مشخص می شود. دانش آموزان سعی می کنند با خانواده، دوستان و محل کار وقت بگذارند و برنامه ریزی کنند. دانشجویان کالج می توانند از کار مدرسه و ضرب الاجل ها دور شوند و به جای آن کار یا معاشرت با دوستان را انتخاب کنند.

[Downloaded from edcbmj.ir on 2025-08-09]

بنابراین عوامل اجتماعی نشان دهنده و محرک اهمال کاری هستند (۱۶). برای اهداف مطالعه حاضر، اعتقاد بر این است که اهمال کاری تحصیلی یک عامل فراگیر است که از اجزای مختلف مرتبط با هم که قبلاً مورد بحث قرار گرفت، تشکیل شده است. علاوه بر این، اعتقاد بر این است که اگرچه اهمال کاری در طول زمان نسبتاً پایدار است، با توجه به مداخلات مناسب یا عوامل زمینه‌ای، می‌توان این تمایلات را اصلاح کرد. در نهایت، اعتقاد بر این است که اهمال‌کاری تحصیلی با اهمال‌کاری کلی مرتبط است، اما این یک خروجی منحصربه‌فرد است که می‌تواند توسط نشانه‌ها و مداخلات زمینه‌ای تحت‌تاثیر قرار گیرد. وسلی اظهار داشت که اگر بتوان مقیاس کوتاهی ایجاد و اعتبار سنجی کرد، می‌توان از آن برای افزایش سودمندی سایر پیش‌بینی‌کننده‌ها مانند انتخاب دانشجوی سال اول در کالج استفاده کرد. مطابق با یافته‌های وسلی (۱۹۹۴)، اهمال‌کاری "به دقت پیش‌بینی کمک می‌کند (۱۷). مقیاس فعلی نه تنها به طور قابل توجهی با مقیاس‌های اعتبارسنجی قبلی در مورد اهمال‌کاری مانند مقیاس اهمال‌کاری تاکمن (۱۹۹۱)، مقیاس اهمال‌کاری عمومی (۱۹۸۶) و مقیاس ارزیابی اهمال‌کاری سولومون و روثبلوم (۱۹۸۴) مرتبط بود، بلکه مقیاس فعلی برای دانشجویان مقیاس روایی افزایشی بالاتر و فراتر از آن مقیاس ها در پیش بینی نمرات تحصیلی نشان داد (۱) بنابراین با توجه به آن‌چه که بیان شد هدف این پژوهش بررسی ویژگیهای روانسنجی پرسشنامه اهمال کاری تحصیلی مک کلوسکی در جامعه دانشجویان دانشگاه علوم پزشکی بود تا بتوانیم در این جامعه آماری پرسشنامه کوتاه تر و معتبر تری را جهت بررسی و استفاده جهت سنجش اهمال کاری برای استفاده محققیق معرفی نماییم.

روش

پژوهش‌حاضر از نظر هدف کاربردی و از نوع پیمایشی می‌باشد. جامعه آماری شامل دانشجویان کارشناسی دانشگاه علوم پزشکی کرمان در سال تحصیلی ۱۴۰۰ به تعداد ۴۸۷۵ نفر بود. از این جامعه تعداد ۴۱۲ نفر با استفاده از فورمول کوکران و روش نمونه‌گیری تصادفی چند مرحله‌ای انتخاب شدند. به‌منظور جمع آوری داده‌های خام پژوهش حاضر، بدین گونه که در ابتدا پرسشنامه اهمال‌کاری مک کلوسکی (شامل ۲۵ گویه که این پرسشنامه زیر مولفه ندارد و ۲۵ گویه بررسی شد) حاصل نتیجه پژوهش و رساله محقق در دانشگاه آرلینگتون تگزاس در سال ۲۰۰۹ می باشد، ترجمه شد. این پرسشنامه در نیمسال دوم سال تحصیلی۱۴۰۰-۱۴۰۱ در قالب گوگل فرم طراحی شد و پس از اخذ مجوز از دانشگاه‌ها و هماهنگی با اساتید کلاس‌ها، لینک پرسشنامه از طریق پرس لاین و در گروه‌های مجازی (واتساپ) در اختیار دانشجویان دانشکده های مختلف و در بین رشته های دانشگاهی قرار گرفت. تعداد ۴۵۰ پرسشنامه تکمیل گردید و پرسشنامه هایی که مشکلات سوگیری یا به سوالات دروغ سنج به درستی پاسخ نداده بودند حذف شدند. معیارهای ورود و خروج عبارت بودند از: دانشجویانی که از نظر سلامت روان و سلامت جسمی مشکل خاصی را نداشتند و در مقطع کارشناسی دانشگاه مشغول به تحصیل داشتند، با رضایت در جامعه آماری قرار گرفتند. نمونه هایی که در انتخاب ما قرار داشتند در صورت عدم تمایل به تکمیل پرسشنامه جایگزین شدند و در صورت عدم تکمیل صحیح پرسشنامه و یا اینکه محقق تشخیص می داد که از صلاحت لازم طبق معیارهای ورود برخوردار نبوده است، از نمونه ها حذف می شدند. پس از اجرا، داده‌های خام به‌دست آمده، برای تجزیه و تحلیل استفاده شد. برای بررسی آزمون‌های آماری از نرم افزار SPSS نسخه ۲۶ و برای تحلیل عاملی تأییدی از نرم افزار AMOS نسخه ۲۴ استفاده شده است. با توجه به اینکه این پرسشنامه نتیجه رساله پژوهشگر بوده است و به بررسی آن در جوامع دیگر اشاره شده است. روش کار ما بدین صورت بود که پس از کسب اجازه از طراح پرسشنامه به‌صورت ایمیلی پرسشنامه به‌فارسی ترجمه شد و در ادامه روایی سوری و روایی محتوا، سپس تحلیل عامل اکتشافی و تحلیل عاملی تاییدی جهت تحلیل سازه انجام شد. همچنین در ادامه روایی همگرا و واگرا و در انتها پایایی مورد ارزیابی قرار گرفت.

یافته‌ها

در این مطالعه، تعداد پسرها و دخترها طبق جدول دموگرافی زیر (جدول ۳-۱)در پژوهش شرکت داشتند. یافته‌های مربوط به تعیین شاخص‌های روانسنجی مقیاس اهمال‌کاری تحصیلی در سه بخش روایی، اعتبار و هنجاریابی گزارش می‌شود.

جدول ۱: مشخصات شرکت کنندگان

جنسیت	زن (۱۹۲)	مرد(۲۲۰)

[Downloaded from edcbmj.ir on 2025-08-09]

۱۸-۲۰ سال	۸۲	۷۶
۲۰-۲۲ سال	۶۴	۹۲
۲۲-۲۵ سال	۵۴	۵۰
مجرد	۱۴۰	۱۸۹
متاهل	۵۲	۳۱

جهت اعتبار ابزار اهمال‌کاری تحصیلی در دانشجویان از تحلیل عاملی تأییدی با روش برآورد حداکثر درستنمایی از نرم افزار AMOS نسخه ۲۴ استفاده شد. برای بررسی شاخص‌های برازش مدل از چندین شاخص شامل نسبت مجذور خی به درجه آزادی، شاخص برازش نرم پارسیمونس، شاخص برازش مقایسه-ای، شاخص برازش مقایسه‌ای پارسیمونس [1](PCFI))، شاخص برازش افزایشی، شاخص نیکویی برازش و ریشه میانگین مربعات خطای تقریب استفاده شد. ۴۱۲ نمونه برای تحلیل عاملی تأییدی مورد بررسی قرار گرفت (۲۲).

پس از برازش مدل ساختاری، برای ارزیابی روایی همگرا مقیاس اهمال‌کاری تحصیلی از شاخص‌های فورنل ولارکر (۱۹۸۱) اعتبار مرکب (CR) ، میزان واریانس استخراج شده (AVE) استفاده شد. جهت برقراری روایی همگرا باید AVE>۰/۵، CR>۰/۷ و CR>AVE باشد.

برای بررسی عدم وجود داده‌های پرت چند متغیری، شاخص d^2 ماهالانوبیس، مورد بررسی قرار گرفت و سطوح معناداری کمتر از ۰/۰۵ حاکی از دور افتاده بودن داده‌های پرت مورد نظر است. براساس این شاخص، داده پرت شناسایی نشد و از تحلیل خارج نشد.

جهت بررسی نرمال تک متغیری سوالات پژوهش از شاخص‌های کجی و کشیدگی استفاده شد تا در صورت کجی و کشیدگی زیاد، تبدیل‌های لازم انجام شود. بر اساس نظر تاباچنیک و فیدل [2] اگر کجی و کشیدگی مقیاس‌ها کمتر از ۲± باشد، نیازی به تبدیل نبوده و ادامه‌ی روند تحلیل‌های آماری با این مقیاس‌ها خللی در نتایج ایجاد نمی‌کند. شاخص‌های کجی و کشیدگی سوالات پژوهش در دامنه ۲± قرار دارند. برای بررسی نرمال بودن چند متغیری از ضریب کشیدگی استاندارد شده مردیا [3] و نسبت بحرانی استفاده شده است. بنابر پیشنهاد بلانچ[4]، مقادیر کوچکتر از ۵ برای نسبت بحرانی به‌عنوان عدم تخطی از نرمال بودن چند متغیره در نظر گرفته می‌شود. چنان‌چه نسبت بحرانی حاصل از ضریب مردیا از میزان ۵ کمتر باشد به معنی آن است که پیش فرض نرمال بودن چند متغیره رعایت شده است. در این پژوهش ضریب مردیا ۴/۱۲۳ و نسبت بحرانی ۱/۶۱۲ به دست آمده که کمتر از عدد ۵ می‌باشد. بنابراین فرض نرمال بودن چند متغیری برقرار است.

در تحلیل عامل تأییدی، با توجه به اینکه مقادیر CMIN/DF کوچکتر از ۵ و RMSEA کمتر از ۰/۱ می‌باشد، برازش الگوی تک عاملی تأیید می‌شود. در گام بعدی جهت ارتقاء برازندگی الگوی تک عاملی، گویه‌های ۱، ۱۱، ۱۴، ۱۶، ۲۴ و ۲۵ بدلیل بار عاملی کمتر از ۰/۳ حذف شدند و ۶ همبستگی بین خطاهای اندازه‌گیری شده، رسم شد و شاخص‌های الگوی برازندگی مدل قبل از اصلاح و بعد از اصلاح در جدول ۱ نشان داده شده است. شاخص نیکویی برازش مجذور کای پس از اصلاح مدل به دست آمد (P<۰/۰۰۱، [χ^2(۱۴۶ ،N=۴۱۲)=۳۴۶/۰۱۵]) (جدول ۱). سپس جهت ارزیابی برازش مدل، شاخص‌های دیگر مورد بررسی قرار گرفت که تمامی شاخص‌های PCFI=۰/۸۰۲، PNFI=۰/۷۶۹، CMIN/DF=۲/۳۷۰، RMSEA=۰/۰۵۸، IFI=۰/۹۴۰، CFI=۰/۹۳۹ و ۰/۹۱۷ =GFIتأیید کننده برازش مناسب مدل نهایی بودند (جدول ۱). بنابراین الگوی تک عاملی ابزار اهمال‌کاری تحصیلی در دانشجویان تأیید می‌شود.

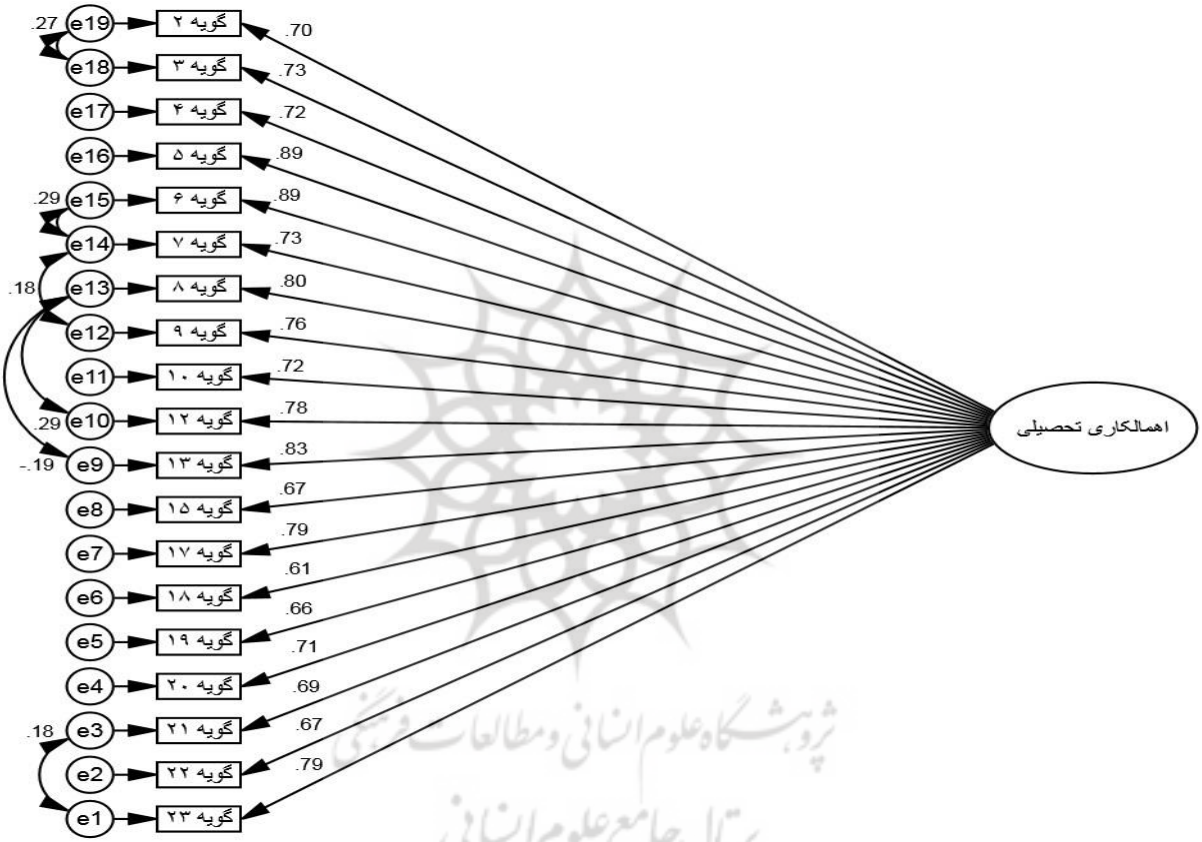
جدول ۱: شاخص‌های برازندگی تحلیل عامل تأییدی پرسشنامه اهمال‌کاری تحصیلی

[1]. Parsimonious Comparative Fit Index
[2]. Tabachnick and Fidell
[3]. Mardia standardized kurtosis coefficient
[4].Blunch

[Downloaded from edcbmj.ir on 2025-08-09]

شاخص‌های برازندگی	χ^2	Df	P-value	CMIN/df	RMSEA(CL90%)	PNFI	CFI	PCFI	IFI	GFI
تحلیل عامل تأییدی پیش از اصلاح	۹۹۴/۰۸۶	۲۷۵	<۰/۰۰۱	۳/۶۱۵	۰/۰۸۰(۰/۰۷۴ –۰/۰۸۵)	۰/۶۹۵	۰/۸۱۲	۰/۷۴۴	۰/۸۱۳	۰/۸۰۶
تحلیل عامل تأییدی بعد از اصلاح	۳۴۶/۰۱۵	۱۴۶	<۰/۰۰۱	۲/۳۷۰	۰/۰۵۸(۰/۰۵۰ –۰/۰۶۶)	۰/۷۶۹	۰/۹۳۹	۰/۸۰۲	۰/۹۴۰	۰/۹۱۷

***میزان قابل قبول شاخص‌ها** ,PNFI, PCFI (>.5)، GFI,CFI, IFI (>.9)، RMSEA (<0.08)، CMIN/DF (۳ > خوب، ۵> قابل قبول). بارهای عاملی استاندارد شده سوالات مقیاس تک عاملی اهمالکاری تحصیلی بعد از اصلاح مدل در شکل ۱ نشان داده شده است.



شکل ۱: تحلیل عامل تاییدی اصلاح شده

تمامی بارهای عاملی بالاتر از ۰/۳ و در سطح ۰/۰۰۱ معنادار می‌باشند.

نتایج روایی همگرا، واگرا، ثبات درونی و ثبات مقیاس اهمالکاری تحصیلی در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲: روایی همگرا، واگرا، ثبات درونی و ثبات مقیاس اهمالکاری تحصیلی

جنسیت	میانگین	انحراف معیار	آلفای کرونباخ	ICC (CI:95%)	تحلیل عاملی تاییدی	
					CR	AVE
دختر	۴۹/۰۵	۱۳/۴۵	۰/۹۲۰	۰/۸۶۷ (۰/۷۲۱ –۰/۹۱۰)	۰/۹۶۴	۰/۵۰۲
پسر	۵۱/۰۶	۱۳/۴۶	۰/۹۲۶	۰/۸۷۹ (۰/۷۳۵ –۰/۹۲۵)		
کل	۴۹/۹۹	۱۳/۴۸	۰/۹۲۳	۰/۹۳۲ (۰/۸۰۳ –۰/۹۸۷)		

[Downloaded from edcbmj.ir on 2025-08-09]

نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد، مقدار AVE مقیاس اهمال‌کاری تحصیلی بزرگتر از ۰/۵ و مقدار CR بزرگتر از ۰/۷ است. هم‌چنین CR>AVE بدست آمد که نشان می‌دهد، مقیاس اهمال‌کاری تحصیلی از معیار همگرایی مناسبی برخوردار است.
در ادامه جهت بررسی پایایی، همسانی درونی و پایایی ثبات مقیاس اهمال‌کاری تحصیلی به روش ضریب آلفای کرونباخ و بازآزمایی در کل دانشجویان و به تفکیک جنسیت محاسبه گردید. همسانی درونی مقیاس اهمال‌کاری تحصیلی در کل مقیاس و به تفکیک جنسیت بیش از ۰/۷ است (جدول ۲). مقدار ضریب همبستگی درون گروهی مقیاس حاصل از آزمون مجدد، با فاصله اطمینان ۹۵ درصد برای کل مقیاس (ICC=۰/۹۲۳) و به تفکیک دختر (ICC=۰/۹۲۰) و پسر (ICC=۰/۹۲۶) بدست آمد و با توجه به معنی‌داری آزمون (P<۰/۰۰۱)، مقیاس حاضر از پایایی ثبات زمانی یا تکرار پذیری قابل قبول و مناسب برخوردار می‌باشد (جدول ۲).
پس از تحلیل عاملی تاییدی از روش چند گروهی جهت بررسی تغییرناپذیری مقیاس اهمال‌کاری تحصیلی بر حسب جنسیت (دختر، پسر) استفاده شد. نتایج طرح‌های تحلیل عاملی تأییدی چند گروهی در زیرگروه‌های مختلف در جدول ۳ ارائه شده است.

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	الگو بدون محدودیت	۶۰۰/۴۱۰	۲۹۲	۲/۰۵۶	۰/۹۱۰	۰/۹۰۱	۰/۸۳۱	۰/۰۵۱
	الگو با محدودیت در بارهای عاملی	۶۱۲/۷۴۶	۳۱۰	۱/۹۷۷	۰/۹۱۱	۰/۹۰۲	۰/۸۳۲	۰/۰۴۹
	الگوی با محدودیت در کوواریانس‌های ساختاری	۶۱۲/۷۵۶	۳۱۱	۱/۹۷۰	۰/۹۱۲	۰/۹۰۲	۰/۸۳۳	۰/۰۴۹
	الگوی با محدودیت در باقی مانده‌های اندازه‌گیری	۶۵۰/۶۶۷	۳۳۶	۱/۹۳۷	۰/۹۰۸	۰/۹۰۰	۰/۸۳۰	۰/۰۴۸

***میزان قابل قبول شاخص‌ها** AGFI (>.5)، CFI,GFI(>.9)، RMSEA (<0.08)، CMIN/DF (۳ > خوب، ۵> قابل قبول). (کلاین، ۲۰۱۶)

به‌منظور تحلیل تغییرناپذیری عاملی مقیاس اهمال‌کاری تحصیلی، ابتدا یک الگوی اندازه‌گیری پایه بدون محدودیت‌های تساوی در دو گروه ایجاد و آزمون شد. سپس، تغییرناپذیری اندازه‌گیری با هدف تعیین تغییرناپذیری جنسیت دانشجویان آزمون شد. در یکی از طرح‌های تحلیل عاملی چند گروهی، دو گروه جنسیتی (دختر و پسر) دانشجویان از طریق تساوی تمامی بارهای عاملی آزاد در دو گروه، محدود شدند. برازش این الگوی تحلیل عاملی چند گروهی خوب بود. در جدول 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 که بارهای عاملی در دو گروه دانشجویان دختر و پسر مساوی بودند { ۰/۸۲۹ =P, ۱۲/۳۳۷ =(۱۸) $\Delta\chi^2$]. در ادامه، دو گروه دانشجویان از طریق ایجاد تساوی در واریانس‌ها و کوواریانس‌های عاملی محدود شدند. در جدول ۳، مقدار $\Delta\chi^2$ نشان می‌دهد که در الگوی با محدودیت و الگوی بدون محدودیت کوواریانس‌های ساختاری در دو دانشجویان مساوی بودند [۰/۸۷۰ =P, ۱۲/۳۴۶=(۱۹) $\Delta\chi^2$]. در نهایت دو گروه دانشجویان از طریق تساوی در تمامی باقی مانده‌های اندازه گیری، محدود شدند. برازش این الگوی تحلیل عاملی چند گروهی خوب بود. در جدول ۳، مقدار $\Delta\chi^2$ نشان می‌دهد که در الگوی با محدودیت و الگوی بدون محدودیت باقی مانده‌های اندازه گیری در دو دانشجویان مساوی بودند [۰/۲۳۹ =P, ۵۰/۲۵۷ =(۴۴) $\Delta\chi^2$].
نتایج تبدیل نمره‌های خام اهمال‌کاری تحصیلی به نمره‌های تراز شده برای رتبه های درصدی کل نمونه در جدول ۴ ارائه شده است. جدول هنجار براساس تبدیل نمره‌های خام به نمره‌های ترازشده z و T و محاسبه رتبه‌های درصدی تهیه شد.

جدول ۴: تبدیل نمره‌های خام اهمال‌کاری تحصیلی به نمره‌های تراز شده برای رتبه های درصدی کل نمونه (n=۴۱۲)

داده‌های هنجاری نمره‌کل اهمال‌کاری تحصیلی			
رتبه‌ی درصدی	نمره خام	Z	T
۱	۲۰	-۲/۲۱	۲۷/۹

[Downloaded from edcbmj.ir on 2025-08-09]

۵	۲۶	−۱/۸۰	۳۲
۹	۳۲	−۱/۳۳	۳۶/۷
۱۳	۳۴	−۱/۱۸	۳۸/۲
۱۷	۳۷	−۰/۹۴	۴۰/۶
۲۲	۳۹	−۰/۸۱	۴۱/۹
۲۵	۴۱	−۰/۶۶	۴۳/۴
۳۱	۴۳	−۰/۵۱	۴۴/۹
۴۰	۴۶	−۰/۲۸	۴۷/۲
۵۰	۵۰	۰/۰۰۱	۵۰/۰۱
۶۰	۵۴	۰/۲۹	۵۲/۹
۶۸	۵۶	۰/۴۴	۵۴/۴
۷۵	۵۹	۰/۶۴	۵۶/۴
۸۰	۶۰	۰/۷۴	۵۷/۴
۸۵	۶۴	۱/۰۴	۶۰/۴
۸۹	۶۷	۱/۲۶	۲۶/۶
۹۲	۷۱	۱/۵۵	۶۵/۵
۹۵	۷۳	۱/۷۰	۶۷
۹۸	۷۸	۲/۰۷	۷۰/۷
>۹۸	۸۷	۲/۷۴	۷۷/۴

براساس نتایج جدول ۴ و داشتن نمره خام هر فرد می‌توان دریافت نسبت به چند درصد از افراد دارای اهمال‌کاری تحصیلی بدتری هستند. برای نمونه نمره تراز شده z کسی که در اهمال‌کاری تحصیلی نمره ۵۹ به‌دست آورده باشد، برابر با ۰/۶۴ است. یعنی میزان اهمال‌کاری تحصیلی وی نسبت به ۷۵ درصد، از دانشجویان دیگر بدتر است.

بحث

این پژوهش با هدف بررسی ویژگیهای روانسنجی پرسشنامه اهمال‌کاری تحصیلی مک کلوسکی در جامعه دانشجویی دانشگاه علوم پزشکی کرمان انجام شد. اعتدال در مفاهیم از دیدگاه فرهنگی و روایی محتوای ابزار حاضر از سوی جمع خبرگان، شامل افراد خبره و کارشناس مرتبط، مورد سنجش قرار گرفت و نهایتا ابزار وارد چرخه ترجمه —باز ترجمه شد و در صد توافق بالایی را بین مصححان کسب کرد روایی سازه نیز از طریق تحلیل عامل تاییدی مورد ارزیابی و تایید قرار گرفت به‌منظور آزمون تغییر ناپذیری (هم‌ارزی) مقیاس اهمال‌کاری تحصیلی برحسب جنسیت از مجموعه‌ای از روش‌های تحلیل عاملی تاییدی استفاده شد. وسلی اظهار داشت که اگر بتوان مقیاس کوتاهی ایجاد و اعتبار سنجی کرد، می‌توان از آن برای افزایش سودمندی سایر پیش‌بینی‌کننده‌ها مانند انتخاب دانشجوی سال اول در کالج استفاده کرد. مطابق با یافته‌های وسلی (۱۹۹۴)، اهمال‌کاری "به دقت پیش‌بینی کمک می‌کند (۱۷). نتایج نشان داد که این پرسش‌نامه پس از حذف ۶ گویه از روایی و پایایی مناسب در جامعه دانشجویان علوم پزشکی کرمان برخوردار است و قابلیت استناد برای پژوهشگران ایرانی را دارد. با این وجود، مطالعه حاضر موفق به ایجاد مقیاسی معتبر و قابل اعتماد برای سنجش اهمال کاری تحصیلی در دانشجویان مقطع کارشناسی شد. مقیاس فعلی نه تنها به طور قابل توجهی با مقیاس‌های اعتبارسنجی قبلی در مورد اهمال‌کاری مانند مقیاس اهمال‌کاری تاکمن (۱۹۹۱)، مقیاس اهمال‌کاری عمومی (۱۹۸۶) و مقیاس ارزیابی اهمال‌کاری سولومون و روثبلوم (۱۹۸۴) مرتبط بود(۱۹)، بلکه مقیاس فعلی برای دانش‌آموزان مقیاس روایی افزایشی بالاتر و فراتر از آن مقیاس ها در پیش بینی نمرات تحصیلی نشان داد(۱) مقیاس‌های متعددی مانند مقیاس اهمال‌کاری عمومی لی (۱۹۸۶)، مقیاس ارزیابی اهمال‌کاری سولومون و روثبلوم (۱۹۸۴) برای دانشجویان و مقیاس چوی و موران (۲۰۰۹) برای اندازه‌گیری اهمال‌کاری استفاده شده‌اند. با این حال، مقیاس اهمال‌کاری تاکمن (۱۹۹۱) پرکاربردترین مقیاس برای شناسایی تعلل‌گران تحصیلی است(۲۰). درمطالعه حاضر این مقیاس ها رادر مقایسه با مقیاس جدید، مقیاس اهمال کاری تحصیلی (APS) بهتر قلمداد نموده وهدف اصلی پژوهش حاضر ایجاد مقیاس برتر اهمال‌کاری

[Downloaded from edcbmj.ir on 2025-08-09]

تحصیلی با توجه به شرایط بومی کشور ایران بود. برخی از مطالعات ثابت کرده اند که ویژگی های رفتاری مانند حضور در کلاس، رابطه بین وظیفه شناسی و نمرات را واسطه می کند. با این حال، تا آنجا که نویسنده می‌داند، هیچ مطالعه‌ای به تمایل رفتاری اهمال‌کاری به‌عنوان یک واسطه احتمالی نگاه نکرده است(۱۸). شاخص نیکویی برازش مجذور کای پس از اصلاح مدل به دست آمد (P<۰/۰۰۱، [۳۴۶/۰۱۵=(۴۱۲=N، ۱۴۶)χ^2]) (جدول ۱). سپس جهت ارزیابی برازش مدل، شاخص‌های دیگر مورد بررسی قرار گرفت که تمامی شاخص‌های PCFI=۰/۸۰۲، PNFI=۰/۷۶۹، CMIN/DF=۲/۳۷۰، RMSEA=۰/۰۵۸، IFI=۰/۹۴۰، CFI=۰/۹۳۹ و ۰/۹۱۷ =GFIتأیید کننده برازش مناسب مدل نهایی بودند (جدول ۱). بنابراین الگوی تک عاملی ابزار اهمال‌کاری تحصیلی در دانشجویان تأیید می‌شود. در تحلیل عامل تأییدی، برازش الگوی تک عاملی تأیید شد. سولومون و روثبلوم (۱۹۸۴) یک تحلیل عاملی در مورد دلایل به تعویق انداختن دانش‌آموزان انجام دادند و دریافتند که ترس از شکست باعث اهمال کاری می‌شود. مقیاس فعلی همچنین نمرات بالاتر و فراتر از یک ویژگی شخصیتی شناخته شده یعنی وظیفه شناسی را پیش بینی می کند. در مطالعه مککلوسکی(۲۰۱۲) نشان داد که نمرات در مقیاس اهمال کاری تحصیلی رابطه شناخته شده بین وظیفه شناسی و نمرات را واسطه می کند. بنابراین، مقیاس معتبرتر و قابل اعتمادتری برای اندازه گیری اهمال کاری تحصیلی ایجاد شد.در گام بعدی جهت ارتقاء برازندگی الگوی تک عاملی، گویه‌های ۱، ۱۱، ۱۴، ۱۶، ۲۴ و ۲۵ بدلیل بار عاملی کمتر از حد استاندارد آماری حذف شدند.با توجه به شاخص های برازش مدل اصلاح شده، الگوی تک عاملی ابزار اهمال‌کاری تحصیلی در دانشجویان تأیید شد. هم‌چنین در بررسی تحلیل عامل تاییدی (CR>AVE) به‌دست آمد که نشان می‌دهد، مقیاس اهمال-کاری تحصیلی از معیار همگرایی مناسبی برخوردار است. در این مطالعه پایایی همسانی درونی و پایایی ثبات مقیاس اهمال‌کاری تحصیلی به روش ضریب آلفای کرونباخ و بازآزمایی در کل دانشجویان و به تفکیک جنسیت محاسبه گردید. مشخص گردید مقیاس حاضر از پایایی ثبات زمانی یا تکرار پذیری قابل قبول و مناسب برخوردار می‌باشد. بنابراین این مقیای با ۱۹ گویه جهت مطالعات اهمال کاری تحصیلی پیشنهاد میشود . همچنین در این مطالعه به منظور آزمون تغییر ناپذیری (هم ارزی) مقیاس اهمالکاری تحصیلی برحسب جنسیت از مجموعه‌ای از روش‌های تحلیل عاملی تاییدی استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد که بارهای عاملی در دو گروه دانشجویان دختر و پسر مساوی بودند.

از محدودیت های این پژوهش می‌توان به پرسشنامه ها و تکمیل آن به وسیله دانشجویان در فضای مجازی اشاره نمود که ممکن است دقت اطلاعات تغییر کرده باشد، لذا بهره گیری از شیوه های دیگر کسب اطلاعات مانند مصاحبه نمودن و مشاهده همچنین اجرای حضوری می‌تواند اطلاعات کامل‌تری را درخصوص متغیرهای پژوهش به دست دهد. در نهایت، با توجه به اینکه، جامعه و نمونه پژوهش حاضر از دانشجویان دانشگاه‌های کرمان است، باید در تعمیم آن به جوامع دیگر احتیاط کرد.

پیشنهاد می‌شود محققان در جوامع دیگر با خصوصیات و ویژگی های جمعیتی متفاوت این پرسشنامه را مورد بررسی قرار داده و روایی بیشترسازه ای آن را گزارش نمایند اگر چه پرسشنامه کنونی از روایی و پایایی مناسبی برخوردار بود.

نتیجه‌گیری

نتایج نشان داد که این پرسش‌نامه پرسشنامه اهمال‌کاری تحصیلی مک کلوسکی در جامعه دانشجویی پس از حذف ۶ گویه از روایی و پایایی مناسب برخوردار است و قابلیت استناد برای پژوهشگران را دارد.

تضاد منافع

نویسندگان اذعان می‌دارند که هیچ‌گونه تضاد منافعی وجود ندارد.

سپاسگزاری

این مقاله با مجوز شماره ۱۲۵۴۷/۴۷۸۹ از دانشگاه علوم پزشکی کرمان انجام شده که در ادامه تحقیقات رساله دکترای نویسنده اول با همکاری سایر محققین می‌باشد. نویسندگان مراتب قدردانی خود را از اساتیدی که در تعیین روایی پرسشنامه مشارکت داشتند و نیز دانشجویان شرکت کننده در این مطالعه ابراز می-دارند.

منابع

1. Rasoli Khorsidi F, Sangani A, Jangi P. Correlations of Academic Procrastination and Locus of Control with Academic Achievement in Nursing Students: The Mediating Role of Achievement Motivation. SJNMP 2019; 5 (2) :57-67. [Persian]

2. Hailikari T, Katajavuori N, Asikainen H. Understanding procrastination: A case of a study skills course. Social Psychology of Education. 2021;24(2):589-606.

3. Tajrobehkar M, Purehsan S, Shamsi Nezhad M. Prediction of Positive and Negative Academic Emotions Based on Personality Characteristics and Academic Procrastination in Students of Kerman University of Medical Sciences. Iranian Journal of Medical Education 2020; 20 :451-460. [Persian]

[Downloaded from edcbmj.ir on 2025-08-09]

4. Hasan UC, Bozkurt A, Zawacki-Richter O. Academic procrastination and performance in distance education: A causal-comparative study in an online learning environment. Turkish Online Journal of Distance Education. 2021;22(4):13-23.
5. Melgaard J, Monir R, Lasrado LA, Fagerstrøm A. Academic procrastination and online learning during the COVID-19 pandemic. Procedia computer science. 2022; 196:117-24.
6. Wieland LM, Hoppe JD, Wolgast A, Ebner-Priemer UW. Task ambiguity and academic procrastination: An experience sampling approach. Learning and Instruction. 2022;81:101-19.
7. Niazov Z, Hen M, Ferrari JR. Online and academic procrastination in students with learning disabilities: the impact of academic stress and self-efficacy. Psychological Reports. 2022; 125(2):890-912.
8. Albursan IS, Al. Qudah MF, Al-Barashdi HS, Bakhiet SF, Darandari E, Al-Asqah SS, Hammad HI, Al-Khadher MM, Qara S, Al-Mutairy SH, Albursan HI. Smartphone Addiction among University Students in Light of the COVID-19 Pandemic: Prevalence, Relationship to Academic Procrastination, Quality of Life, Gender and Educational Stage. International Journal of Environmental Research and Public Health. 2022; 19(16):321-36.
9. Ocansey G, Addo C, Onyeaka HK, Andoh-Arthur J, Oppong Asante K. The influence of personality types on academic procrastination among undergraduate students. International Journal of School & Educational Psychology. 2022 Jul 3;10(3):360-7.
10. Shaked L, Altarac H. Exploring academic procrastination: Perceptions, self-regulation, and consequences. Journal of University Teaching & Learning Practice. 2022;19(3):15-26.
11. Motie H, Heidari M, Bagherian F, Zarani F. Cognitive-Emotional Model of Students Academic Procrastination: Mindfulness and Time Perception. RBS 2019; 16 (3) :353-364.[Persian]
12. Bird Z, Chase PN. Student pacing in a master's level course: Procrastination, preference, and performance. Applied Behavior Analysis. 2021;54(3):1220-34.
13. Efendi AZ, Wangid MN. Procrastination: Can It Be Passed Down through a Self-Monitoring Strategy and Own Gifts? Education and Teaching. 2021;8(1):168-77.
14. Kollman S, Braegger D, Head B. COVID-19's Disruptive Innovation: Accelerating the Academic Preparation of Professional Nurses' Ambulatory and Telehealth Roles. Nurse Leader. 2022;20(1):60-2.
15. Smith A, morales I, & bashmoor S. A study of academic procrastination based on demographic variables and its relationship with achievement motivation and academic performance of high school students. Journal of school psychology, 2019: 4(2), 135-142.
16. Conard, M. Aptitude is not enough: How personality and behavior predict academic performance. Journal of Reserch in personality, 2006: 40(3),339-346.
17. Solomon, L. Rothblum, E. Procrastination Assessment Scal – Student in M. Hersen & A. S. Bellack (eds), Dictionary of behavioral assessment tecniques(pp.358-360). New York: pergamoon press.1984.
18. Tuckman, B. The development concurrent validity of the procrastination scale. Educational and psychological Measurement,1991; 51,473-480.

[Downloaded from edcbmj.ir on 2025-08-09]