

## Validation of the Academic Self-Regulation Scale in a Blended Learning Environment: A Cross Sectional Study

Maryam Bastan Pira<sup>1</sup>, Zahra Ghanbari Zarandi<sup>2</sup>, Alireza Kikha<sup>3</sup>, Mohammadreza Mohammadi Soleimani<sup>3</sup>, Alah Nazar Alisofi<sup>4</sup>, Shahrzad Sanjari<sup>5\*</sup>

<sup>1</sup> Department of Education Sciences, Payame Noor University, Tehran, Iran

<sup>2</sup> Department of Psychology, Payame Noor University, Tehran, Iran

<sup>3</sup> Department of Educational Sciences, Farhangian University, 14665-889, Tehran, Iran

<sup>4</sup> Department of Psychology and Counseling, Farhangian University, 14665-889, Tehran, Iran

<sup>5</sup> Dept. of Midwifery, School of Nursing and Midwifery, Geriatric Care Research Center, Rafsanjan university of Medical Sciences, Rafsanjan, Iran

\* **Corresponding Author:** Shahrzad Sanjari, Dept. of Midwifery, School of Nursing and Midwifery, Geriatric Care Research Center, Rafsanjan university of Medical Sciences, Rafsanjan, Iran. E-mail: [sh.sanjari@rums.ac.ir](mailto:sh.sanjari@rums.ac.ir)

**How to Cite:** Kaviani M, Sharif-Nia H, Barzegari S, Nazari R. Comparison of Pain Behaviors of Brain-Injured Patients Based on Clinical Characteristics: A Cross-Sectional Study. J Crit Care Nurs. 2025;18(1):67-77. doi. [10.30491/JCC.18.1.67](https://doi.org/10.30491/JCC.18.1.67)

Received: 9 June 2025 Accepted: 20 July 2025 Online Published: 25 July 2025

### Abstract

**Background & aim:** With the expansion of blended learning in medical education and the Ministry of Health's requirement to conduct some classes virtually, academic self-regulation skills have gained increasing importance. This study aimed to examine the factor structure and reliability of the Academic Self-Regulation Questionnaire among nursing and midwifery students in southeastern Iran.

**Methods:** This cross-sectional descriptive study with a psychometric approach was conducted during the 2024–2025 academic year. The target population consisted of nursing and midwifery students from the universities of medical sciences in Kerman and Sistan and Baluchestan provinces. A total of 1,040 students were included in four groups: 150 for concurrent validity, 500 for exploratory factor analysis, 250 for confirmatory factor analysis, and 150 for test–retest reliability. The main instrument was the Academic Self-Regulation Questionnaire by Akhtar, and for concurrent validity, the Gomez self-regulation questionnaire was used. The questionnaire was culturally adapted using forward–backward translation, and content validity, construct validity, concurrent validity, Cronbach's alpha, and test–retest reliability were confirmed. Statistical analyses included Pearson correlation, exploratory and confirmatory factor analyses, Cronbach's alpha, Spearman–Brown coefficient, and test–retest reliability.

**Results:** Content validity was confirmed by experts, with the Content Validity Ratio ranging from 0.80 to 1.0 and the Content Validity Index between 0.83 and 0.93. Exploratory factor analysis extracted five main factors, explaining 61.33% of the total variance. Confirmatory factor analysis indicated good fit for the five-factor model. The correlation between the Academic Self-Regulation Questionnaire and Gomez's questionnaire was 0.76, demonstrating acceptable concurrent validity ( $P < 0.01$ ). Cronbach's alpha for the total scale was 0.92 and ranged from 0.81 to 0.93 across dimensions. Additionally, both the Spearman–Brown coefficient and test–retest reliability was satisfactory ( $\geq 0.70$ ), indicating stable reliability.

**Conclusion:** The validated Academic Self-Regulation Scale demonstrates a stable factor structure and satisfactory reliability among nursing and midwifery students in southeastern Iran, and it is recommended for assessing academic self-regulation in blended learning environments.

**Keywords:** Self-Regulation, Students, Factor Analysis, Questionnaire, Iran.

## اعتبارسنجی مقیاس خودتنظیمی تحصیلی در محیط آموزش ترکیبی: یک مطالعه مقطعی

مریم بستان پیرا<sup>۱</sup>، زهرا قنبری زرنندی<sup>۲</sup>، علیرضا کیخا<sup>۳</sup>، محمدرضا محمدی سلیمانی<sup>۳</sup>، اله‌نظر علی‌صوفی<sup>۴</sup>،  
شهروزاد سنجری<sup>۵\*</sup>

<sup>۱</sup> گروه علوم تربیتی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران

<sup>۲</sup> گروه روانشناسی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران

<sup>۳</sup> گروه آموزشی علوم تربیتی، دانشگاه فرهنگیان، صندوق پستی: ۱۴۶۶۵-۸۸۹، تهران، ایران

<sup>۴</sup> گروه آموزش روان‌شناسی و مشاوره، دانشگاه فرهنگیان، صندوق پستی: ۱۴۶۶۵-۸۸۹، تهران، ایران

<sup>۵</sup> گروه مامایی، دانشکده پرستاری و مامایی، مرکز تحقیقات مراقبت سالمندی، دانشگاه علوم پزشکی رفسنجان، رفسنجان، ایران

\* نویسنده مسئول: شهروزاد سنجری، گروه مامایی، دانشکده پرستاری و مامایی، مرکز تحقیقات مراقبت سالمندی، دانشگاه علوم پزشکی رفسنجان، رفسنجان، ایران.

پست الکترونیک: sh.sanjari@rums.ac.ir

انتشار مقاله: ۱۴۰۴/۰۸/۰۳

پذیرش مقاله: ۱۴۰۴/۰۷/۲۸

دریافت مقاله: ۱۴۰۴/۰۳/۱۹

### چکیده

**زمینه و هدف:** با گسترش آموزش ترکیبی در علوم پزشکی و الزام وزارت بهداشت به برگزاری بخشی از کلاس‌ها به صورت مجازی، مهارت خودتنظیمی تحصیلی اهمیت یافته است. هدف مطالعه، بررسی ساختار عاملی و پایایی پرسش‌نامه خودتنظیمی تحصیلی در دانشجویان پرستاری و مامایی جنوب شرق ایران بود.

**روش‌ها:** این پژوهش مقطعی - توصیفی با رویکرد روان‌سنجی در سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۴ اجرا شد. جامعه هدف شامل دانشجویان پرستاری و مامایی دانشگاه‌های علوم پزشکی استان‌های کرمان و سیستان و بلوچستان بود. حجم نمونه شامل ۱۰۴۰ نفر در چهار گروه: ۱۵۰ نفر برای اعتبار همزمان، ۵۰۰ نفر برای تحلیل عاملی اکتشافی، ۲۵۰ نفر برای تحلیل عاملی تأییدی و ۱۵۰ نفر برای آزمون - بازآزمون تعیین شد. ابزار اصلی پرسش‌نامه خودتنظیمی تحصیلی اختر و محمود و برای روایی همگرایی همزمان از پرسش‌نامه خودتنظیمی گومز و همکاران استفاده شد. بومی‌سازی پرسش‌نامه بر اساس روش ترجمه و ترجمه معکوس انجام شد و روایی محتوایی، روایی سازه، روایی همزمان، محاسبه آلفای کرونباخ و آزمون بازآزمون تأیید شد. تحلیل‌های آماری شامل همبستگی پیرسون، تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی، محاسبه ضریب آلفای کرونباخ، ضریب اسپیرمن - براون و آزمون - بازآزمون بود.

**یافته‌ها:** روایی محتوایی پرسش‌نامه توسط کارشناسان با شاخص نسبت روایی محتوایی بین ۰/۸۰ تا ۱ و شاخص روایی محتوایی بین ۰/۸۳ تا ۰/۹۳ تأیید شد. در تحلیل عاملی اکتشافی، پنج عامل اصلی استخراج شد که ۶۱/۳۳ درصد واریانس کل را تبیین کردند. در تحلیل عاملی تأییدی، ساختار پنج‌عاملی برازش مناسبی داشت. همبستگی پرسش‌نامه خودتنظیمی با پرسش‌نامه خودتنظیمی گومز برابر با ۰/۷۶ نشان‌دهنده روایی همزمان قابل قبول بود ( $P < ۰/۰۱$ ). ضریب آلفای کرونباخ کل ابزار ۰/۹۲ و در ابعاد مختلف بین ۰/۸۱ تا ۰/۹۳ قرار داشت؛ همچنین، ضریب پایایی اسپیرمن - براون و ضریب آزمون - بازآزمون در حد قابل قبول گزارش شد (هر دو  $\leq ۰/۷۰$ )، که نشان‌دهنده ثبات پایایی ابزار است.

**نتیجه‌گیری:** ابزار اعتبارسنجی شده خودتنظیمی اختر و محمود دارای ساختار عاملی پایدار و پایایی مناسب در دانشجویان پرستاری و مامایی جنوب شرق ایران است و برای ارزیابی خودتنظیمی توصیه می‌شود.

**کلیدواژه‌ها:** خودتنظیمی، دانشجویان، تحلیل عاملی، پرسشنامه، ایران.

### مقدمه

بخشنامه‌های آموزشی وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی، ۲۰ درصد از کلاس‌های تئوری می‌تواند بصورت مجازی برگزار شود [۴]؛ در چنین ساختاری، مهارت‌هایی چون خودتنظیمی تحصیلی نقش محوری در موفقیت دانشجویان ایفا می‌کنند [۵]. خودتنظیمی تحصیلی به توانایی یادگیرنده در تنظیم فعالانه رفتار، شناخت و هیجانات برای دستیابی به اهداف آموزشی اطلاق

در عصر نوین آموزش، شیوه‌های یادگیری به سرعت در حال تحول هستند و استفاده از بسترهای دیجیتال به بخشی جدایی‌ناپذیر از نظام آموزشی تبدیل شده است [۱]. آموزش ترکیبی، که تلفیقی از کلاس‌های حضوری و آموزش مجازی است، بویژه در حوزه علوم پزشکی فرصت‌ها و چالش‌های تازه‌ای را برای دانشجویان به همراه داشته است [۲،۳]. بر اساس

می‌شود [۶]. این مهارت شامل فرایندهایی چون برنامه‌ریزی، پایش پیشرفت، ارزشیابی عملکرد، و تنظیم واکنش‌های رفتاری در مسیر یادگیری است [۷]. در فضای آموزش مجازی که تعامل مستقیم با استاد کاهش می‌یابد و کنترل فرآیند یادگیری تا حد زیادی به عهده خود دانشجو است، اهمیت خودتنظیمی دانشجویان می‌شود [۸]. دانشجویانی که توانایی بیشتری در خودتنظیمی دارند، بهتر می‌توانند چالش‌های محیط‌های یادگیری غیرفردی را مدیریت کنند و بهره‌وری تحصیلی بالاتری داشته باشند [۹].

با وجود آن که ابزارهای متعددی برای سنجش خودتنظیمی طراحی شده‌اند، بسیاری از آنها فاقد انطباق فرهنگی یا کارآمدی کافی در محیط‌های آموزشی ترکیبی هستند [۱۰-۱۲]. یکی از مقیاس‌هایی که در سطح بین‌المللی اعتبار مناسبی کسب کرده است، پرسشنامه خودتنظیمی تحصیلی اختر و محمود (۲۰۱۳) است که ابعاد مهمی همچون برنامه‌ریزی، پایش، خودآموزی، خودارزشیابی و پاسخ‌دهی به خود را در بر می‌گیرد [۱۳]. این ابزار در محیط‌های مختلف مورد استفاده قرار گرفته، اما بررسی ساختار عاملی و ویژگی‌های روان‌سنجی آن در بافت‌های آموزشی متفاوت، بویژه در ایران، همچنان ضروری است.

با وجود اهمیت روزافزون آموزش مجازی، هنوز پژوهش‌های اندکی به اعتبارسنجی ابزارهای روان‌سنجی خودتنظیمی در رشته‌های پرچالشی چون پرستاری و مامایی پرداخته‌اند. این در حالی است که دانشجویان این رشته‌ها با فشارهای مضاعف ناشی از آموزش بالینی، استرس مراقبت از بیماران، حجم بالای مطالب نظری، و همچنین سازگاری با محیط‌های آنلاین و چرخشی آموزشی مواجه هستند [۱۴]. در چنین شرایطی، مهارت خودتنظیمی نه تنها نقش مهمی در ارتقای عملکرد تحصیلی ایفا می‌کند، بلکه می‌تواند به عنوان یک منبع محافظتی در برابر فرسودگی تحصیلی، اضطراب یادگیری و افت انگیزشی نیز عمل کند.

خلاً پژوهش‌های معتبر در زمینه ارزشیابی خودتنظیمی در دانشجویان پرستاری و مامایی جنوب شرق ایران، که با چالش‌های خاص جغرافیایی، زیرساختی و فرهنگی مواجه هستند، بر ضرورت انجام مطالعات بومی‌سازی شده در این حوزه تأکید دارد. از این‌رو، مطالعه حاضر با هدف بررسی پایایی و ساختار عاملی مقیاس خودتنظیمی تحصیلی در میان دانشجویان پرستاری و مامایی در بستر آموزش ترکیبی طراحی شده است. نتایج این پژوهش می‌تواند زمینه‌ساز بکارگیری مؤثرتر این ابزار در ارزشیابی‌های آموزشی و طراحی مداخلات روان‌آموزشی هدفمند باشد.

## روش‌ها

این پژوهش، با طراحی مقطعی- توصیفی و رویکرد روان‌سنجی، در سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۴ به منظور ارزشیابی

ساختار عاملی و پایایی مقیاس خودتنظیمی تحصیلی در بستر آموزش ترکیبی (حضوری- مجازی) اجرا شد. روایی و پایایی: برای ارزشیابی روایی محتوایی، ابتدا فهرست اولیه گویه‌های پرسشنامه در اختیار ۱۰ نفر از متخصصان حوزه‌های آموزش، روان‌شناسی تربیتی و روان‌سنجی قرار گرفت. هر یک از داوران بطور مستقل، ضرورت (Essentiality)، وضوح (Clarity) و مرتبط بودن (Relevance) هر گویه را بر اساس مقیاس سه‌گزینه‌ای (ضروری، مفید ولی نه ضروری، غیرضروری) ارزشیابی کردند. سپس با استفاده از فرمول لایسون، نسبت روایی محتوا برای هر گویه محاسبه شد و گویه‌هایی که زیر حد آستانه جداول مربوط به تعداد ۱۰ داور (معمولاً ۰/۶۲) قرار داشتند، مورد بازنگری یا حذف قرار گرفتند. به علاوه، برای محاسبه شاخص روایی محتوا، هر گویه از لحاظ وضوح، سادگی و ارتباط با مفهوم خودتنظیمی تحصیلی در مقیاس چهار درجه‌ای (از یک «غیرمرتبط» تا چهار «کاملاً مرتبط») امتیازدهی شد [۱۵]. مقدار شاخص روایی محتوایی برای هر گویه برابر نسبت داور بود که امتیاز ۳ یا ۴ را اختصاص داده بودند؛ سپس شاخص روایی محتوایی کل پرسشنامه با میانگین‌گیری مقادیر شاخص روایی محتوایی گویه‌ها بدست آمد که عددی بالاتر از ۰/۷۵ نشان دهنده روایی محتوا قابل قبول قلمداد می‌شود [۱۶].

روایی سازه (Construct Validity) با دو مرحله تحلیل عاملی انجام گرفت:

**تحلیل عاملی اکتشافی:** ابتدا شاخص‌های کایزر- مایر- اولکین (KMO) و آزمون بارتلت برای اطمینان از کفایت نمونه و تفکیک عاملی، بررسی شدند، در صورتی که (KMO) بالاتر از ۰/۷۰ و سطح معنی‌داری آزمون بارتلت کمتر از ۰/۰۵ باشد، انجام تحلیل عاملی اکتشافی مجاز اعلام می‌شود. سپس با روش استخراج «محورهای اصلی» (Principal Axis Factoring) و چرخش «وریماکس» (Varimax)، تعداد عوامل استخراج و بار عاملی گویه‌ها مشخص شد. معیار نگه‌داشتن گویه‌ها، بار عاملی حداقل ۰/۴۰ در یک عامل بود در غیر این صورت آن گویه برای مرحله بعد بازنگری یا حذف شد [۱۷].

**تحلیل عاملی تأییدی:** ساختار پنج‌عاملی پیشنهادی پس از تحلیل عاملی اکتشافی با استفاده از نرم‌افزار (LISREL) نسخه ۸/۸ آزمون و برازش شد. شاخص‌های برازش اصلی شامل  $GFI \geq 0.90$ ,  $TLI \geq 0.90$ ,  $CFI \geq 0.90$ ,  $RMSEA \leq 0.08$  و  $SRMR \leq 0.08$  در نظر گرفته شد. همچنین ضرایب بار عاملی و مقادیر خطای استاندارد هر گویه بررسی شد تا در صورت نیاز، اصلاحات مدلی (Modification Indices) اجرا شوند.

برای سنجش روایی همگرا (Convergent Validity)، نمرات پرسشنامه خودتنظیمی تحصیلی با نمرات پرسشنامه خودتنظیمی گومز و همکاران مقایسه شد. پس از جمع‌آوری داده‌ها، ضریب همبستگی پیرسون بین نمره کل مقیاس و نمره

روان‌سنجی، از صحت مفهومی و تناسب فرهنگی گویه‌ها اطمینان یافت و اصلاحات نهایی انجام شد [۱۵].

علاوه بر پرسشنامه مذکور، برای ارزشیابی روایی همگرا، از مقیاس خودتنظیمی گومز و همکاران استفاده شد؛ این پرسشنامه ۱۶ گویه‌ای، چهار بُعد را می‌سنجد: خودتنظیمی بیرونی (سؤالات ۱ تا ۴)، خودتنظیمی شناسایی‌شده (سؤالات ۵ تا ۸)، خودتنظیمی درونی‌شده (سؤالات ۹ تا ۱۲) و خودتنظیمی ذاتی (سؤالات ۱۳ تا ۱۶). رتبه‌بندی پاسخ‌ها در این مقیاس نیز مبتنی بر لیکرت پنج درجه‌ای از صفر («اصلاً») تا ۴ («همیشه») است و گزارش شده ضریب آلفای کرونباخ آن در نمونه‌های بین‌المللی بین ۸۹/۰ تا ۹۲/۰ قرار دارد؛ علاوه بر آن، ضریب نیمه‌سازی در محدوده ۷۱/۰ تا ۷۲/۰ و ضریب همبستگی آزمون-بازآزمون (تست-ریست) نیز حدود ۰/۹۲ بوده که نشان‌دهنده ثبات بالای ابزار است. در نمونه‌های ایرانی، روایی محتوایی با شاخص نسبت روایی محتوایی بین ۶۴ درصد تا ۸۷ درصد و شاخص روایی محتوایی برابر با ۰/۷۳ تأیید شده و روایی همزمان با پرسشنامه خودتنظیمی مگنو (ضریب همبستگی ۰/۶۸) اثبات شده است. ساختار عاملی چهار بُعدی این ابزار نیز از طریق تحلیل اکتشافی و تأییدی در نمونه‌های ایرانی مورد تأیید قرار گرفته و ضرایب آلفای کرونباخ آن در دامنه ۰/۸۶-۰/۸۴ گزارش شده است [۶]. در مطالعه حاضر، آلفای کرونباخ نهایی پرسشنامه گومز برابر با ۰/۸۶ بدست آمد که سطح پایایی قابل قبولی را نشان می‌دهد.

جامعه، نمونه و روش نمونه‌گیری: جامعه هدف آن را دانشجویان پرستاری و مامایی دانشگاه‌های علوم پزشکی جنوب شرق کشور شامل استان‌های کرمان و سیستان و بلوچستان تشکیل می‌داد. در استان کرمان، دانشگاه‌های علوم پزشکی کرمان، رفسنجان، جیرفت، بم و سیرجان و در استان سیستان و بلوچستان، دانشگاه‌های علوم پزشکی زاهدان، زابل، ایرانشهر، چابهار و نیمروز (زاهدان) بعنوان مراکز مشارکت‌کننده انتخاب شدند.

برای تعیین حجم نمونه در هر مرحله از تحلیل روان‌سنجی، مطابق با استانداردهای معتبر علمی عمل شد تا علاوه بر تأمین حداقل‌های توصیه‌شده، امکان برآورد دقیق پارامترهای مدل نیز فراهم شود؛ برای بررسی اعتبار همزمان که بطور معمول به حداقل ۱۰۰ نمونه نیاز دارد، با هدف کاهش خطای آماره‌های همبستگی و تفکیک گروه‌های جمعیت‌شناختی مختلف، ۱۵۰ شرکت‌کننده در نظر گرفته شد [۲۱]؛ در تحلیل عاملی اکتشافی با توجه به نسبت مطلوب ۵ تا ۲۰ نفر به ازای هر گویه برای پرسشنامه ۳۰ آیتمی، حدود ۵۰۰ نفر انتخاب شد تا هم، زمان کافی برای اجرای آزمون فاکتور بحرانی (Parallel Analysis) و استخراج بارهای عاملی پایدار وجود داشته باشد [۲۲]؛ برای تحلیل عاملی تأییدی نیز با توجه به توصیه‌های منابع معتبری که حداقل ۲۰۰ تا ۳۰۰ نمونه را برای اطمینان از برازش مناسب مدل پنج‌عاملی پیشنهاد

کل پرسشنامه گومز محاسبه شد و مقادیری بالاتر از ۰/۵۰ بعنوان معیار پذیرش برای روایی همگرا در نظر گرفته شد [۱۸].

برای پایایی (Reliability) ابزار از سه روش زیر استفاده شد: آلفای کرونباخ (Cronbach's Alpha): میزان هم‌سنجی درونی هر یک از ابعاد و نمره کل پرسشنامه با استفاده از SPSS نسخه ۲۵ محاسبه شد. مقادیر  $\alpha \geq 0.70$  برای ابعاد و  $\alpha \geq 0.80$  برای نمره کل بعنوان حداقل معیار پذیرفته شد [۱۹].

روش نیمه‌سازی (Split-Half Reliability): تمامی گویه‌ها به دو نیمه (مثلاً سؤالات فرد و زوج) تقسیم شدند و با استفاده از «ضریب اسپیرمن-براون»، هم‌سنجی میان دو نیمه محاسبه شد تا نشان دهد پرسشنامه از ثبات داخلی مناسبی برخوردار است. آزمون-بازآزمون (Test-Retest Reliability): نسخه‌ای از پرسشنامه در نمونه‌ای شامل ۵۰ نفر از دانشجویان منتخب در دو نوبت با فاصله دو هفته آیتیم به آیتیم تکثیر شد و ضریب همبستگی پیرسون بین نمرات دو اجرای پرسشنامه محاسبه شد؛ مقادیر  $r \geq 0.70$  بعنوان معیار ثبات زمانی قابل قبول در نظر گرفته شد.

ابزار اصلی جمع‌آوری داده‌ها در این تحقیق، پرسشنامه خودتنظیمی تحصیلی چارچوب‌بندی‌شده توسط اختر و محمود (۲۰۱۳) است که شامل ۳۰ گویه و پنج بُعد مجزا است: خودبرنامه‌ریزی (۵ گویه)، خودنظارتی (۶ گویه)، خودآموزی (۶ گویه)، خودارزشیابی (۷ گویه) و واکنش به خود (۶ گویه). امتیازدهی هر گویه بر مبنای مقیاس لیکرت پنج‌درجه‌ای (یک «کاملاً مخالفم» تا پنج «کاملاً موافقم») انجام می‌شود، به این‌صورت که نمره کل پرسشنامه می‌تواند از ۳۰ تا ۱۵۰ متغیر باشد؛ نمرات بالاتر نشان‌دهنده بهره‌گیری بیشتر دانشجو از راهکارهای خودتنظیمی در فرآیند یادگیری است. ضریب آلفای کرونباخ کل ابزار در مطالعات اولیه برابر با ۰/۸۳ گزارش شده است که در محدوده مطلوب روان‌سنجی قرار دارد. این ساختار برای کاربرد در محیط‌های دانشگاهی طراحی شده و به جهت سهولت اجرا در کلاس‌های حضوری یا مجازی مناسب ارزشیابی‌های آموزشی است [۱۳]. در این مطالعه، ابتدا با ارسال ایمیل از نویسنده پرسشنامه اجازه ترجمه و بومی‌سازی ابزار کسب شد. سپس برای بومی‌سازی، روش استاندارد ترجمه و ترجمه معکوس (Forward-Backward Translation) بکار گرفته شد تا دقت مفهومی و تطابق فرهنگی پرسشنامه حفظ شود. ابتدا دو مترجم دوزبانه نسخه اصلی انگلیسی را به فارسی منتقل کردند و سپس دو مترجم دیگر، بدون دسترسی به متن اصلی، نسخه فارسی را مجدداً به انگلیسی بازگردانیدند. مقایسه دقیق میان نسخه بازگردانده‌شده و متن اولیه، تصحیحات لازم را در واژگان و نگارش ایجاد کرد تا از حفظ کامل مفاهیم اطمینان حاصل شود [۲۰]. سپس پنل محتوایی متشکل از ده کارشناس آموزش و

کرده بودند. تنها ملاک خروج، عدم تکمیل کامل پرسشنامه (کمتر از ۹۰ درصد سؤالات) در نظر گرفته شد.

پیش از تکمیل پرسشنامه، شرکت کنندگان با مطالعه فرم رضایت نامه آگاهانه بصورت الکترونیکی رضایت خود را اعلام کردند و از اهداف، روش ها و ضوابط محرمانگی پژوهش آگاه شدند [۲۱]. تمامی داده های گردآور محرمانه شده بصورت ناشناس ذخیره و با رعایت کامل محرمانگی پردازش شد.

تحلیل داده ها: برای پردازش داده های بدست آمده از نسخه ۲۵ نرم افزار SPSS و LISREL نسخه ۸/۸ استفاده شد. در قدم اول، آمار توصیفی شامل فراوانی و درصد (جنسیت، مقطع تحصیلی، میانگین سنی و سایر متغیرهای جمعیت شناختی) محاسبه شد. در بخش آمار استنباطی، ابتدا تحلیل عامل اکتشافی با پارامترهای KMO و بارتلت بعنوان پیش شرط و روش استخراج محورهای اصلی و چرخش وریماکس صورت گرفت تا ساختار عاملی اولیه شناسایی شود [۲۶]؛ پس از آن، تحلیل عامل تأییدی در LISREL برای ارزشیابی برازش مدل پنج عاملی و محاسبه شاخص های RMSEA، CFI، TLI، GFI انجام شد. همبستگی پیرسون برای تعیین رابطه بین ابعاد خودتنظیمی و بررسی روایی همگرا اجرا شد (سطح معنی داری  $P < 0.01$ ). در انتها، پایایی پرسشنامه از طریق آلفای کرونباخ برای کل ابزار و هر یک از ابعاد و آزمون - بازآزمون (Test-Retest) و ضریب اسپیرمن - براون برای نیمه سازی ارزشیابی شد. برای همه آزمون های آماری، سطح معناداری  $\alpha = 0.05$  بعنوان آستانه تعیین شد.

## یافته ها

نتایج بررسی ویژگی های جمعیت شناختی شرکت کنندگان ( $N=1024$ ) نشان داد که در مقطع تحصیلی، بیشترین فراوانی مربوط به کارشناسی ( $80/60$  درصد) بود. از نظر جنسیت، اکثریت شرکت کنندگان زن ( $61/50$  درصد) بودند. در خصوص سن، بیشترین گروه سنی مربوط به ۲۰ تا ۲۵ سال ( $46/30$  درصد) گزارش شد. همچنین در میان گروه های آموزشی، بیشترین تعداد دانشجویان در رشته مامایی ( $62/30$  درصد) حضور داشتند. در وضعیت تأهل نیز اکثریت شرکت کنندگان مجرد ( $71/60$  درصد) بودند. جزئیات کامل در (جدول یک) ارائه شده است.

جدول ۱. تعداد و فراوانی متغیرهای جمعیت شناختی بر اساس بخش های همزمان، اکتشافی، تأییدی و پایایی

| متغیر  | دسته بندی              | کل (۱۰۲۴ نفر) | همزمان (۲۴۴ نفر) | اکتشافی (۴۹۵ نفر) | تأییدی (۲۴۳ نفر) | پایایی (۱۴۲ نفر) |
|--------|------------------------|---------------|------------------|-------------------|------------------|------------------|
|        |                        | درصد          | درصد             | درصد              | درصد             | درصد             |
| مقطع   | کارشناسی               | ۸۲۵ (۸۰/۶)    | ۱۱۳ (۷۸/۵)       | ۴۱۰ (۸۲/۸)        | ۱۹۴ (۷۹/۸)       | ۱۰۸ (۷۶/۱)       |
| تحصیلی | کارشناسی ارشد و بالاتر | ۱۹۹ (۱۹/۴)    | ۳۱ (۲۱/۵)        | ۸۵ (۱۷/۲)         | ۴۹ (۲۰/۲)        | ۳۴ (۲۳/۹)        |
| جنسیت  | دختر                   | ۶۳۰ (۶۱/۵)    | ۹۴ (۶۵/۳)        | ۳۱۰ (۶۲/۶)        | ۱۳۵ (۵۵/۶)       | ۹۱ (۶۴/۱)        |
|        | پسر                    | ۳۹۴ (۳۸/۵)    | ۵۰ (۳۴/۷)        | ۱۸۵ (۳۷/۴)        | ۱۰۸ (۴۴/۴)       | ۵۱ (۳۵/۹)        |
| سن     | کمتر از ۲۰             | ۳۴۳ (۳۳/۵)    | ۴۸ (۳۳/۳)        | ۱۶۶ (۳۳/۵)        | ۸۰ (۳۳/۹)        | ۴۹ (۳۴/۵)        |
| (سال)  | ۲۵ تا ۲۵               | ۴۷۴ (۴۶/۳)    | ۶۲ (۴۳/۱)        | ۲۳۴ (۴۷/۳)        | ۱۱۲ (۴۶/۱)       | ۶۶ (۴۶/۵)        |
|        | بالاتر از ۲۵           | ۲۰۷ (۲۰/۲)    | ۳۴ (۳۳/۶)        | ۹۵ (۱۹/۲)         | ۵۱ (۲۱/۰)        | ۲۷ (۱۹/۰)        |

می کنند، ۲۵۰ شرکت کننده اختصاص یافت تا علاوه بر تأمین این حداقل، امکان آزمون شاخص های برازش نظیر CFI و RMSEA و نیز استفاده از Modification Indices برای اصلاح ساختار وجود داشته باشد [۲۳]؛ و در نهایت برای ارزشیابی پایایی بویژه ثبات زمانی و سازگاری درونی، با در نظر گرفتن سنجه های پیشنهادی مبنی بر کفایت ۴۰ تا ۵۰ نفر، ۱۵۰ نفر بعنوان گروه آزمون - بازآزمون در نظر گرفته شدند تا ضریب آلفای کرونباخ و ضریب اسپیرمن - براون در نمونه ای بزرگتر با دقت بالاتری محاسبه شود. در مجموع، با فراخوانی نزدیک به ۱۰۵۰ شرکت کننده (۱۵۰ نفر برای اعتبار همزمان، ۵۰۰ نفر برای تحلیل عاملی اکتشافی، ۲۵۰ نفر برای تحلیل عاملی تأییدی و ۱۵۰ نفر برای آزمون - بازآزمون)، شرایط لازم برای انتخاب نمونه مناسب و دستیابی به نتایج آماری با دقت بالا مهیا شد [۲۴]، امری که بر اساس راهنمای های علمی و تجربیات مطالعات مشابه، پایداری و تعمیم پذیری ساختار عاملی استخراج شده و اعتماد معنادار به شاخص های پایایی مقیاس را تضمین می کند [۱۹].

در فرایند نمونه گیری، هر دانشکده پرستاری و مامایی بعنوان یک طبقه مستقل در نظر گرفته شد و برای تعیین سهمیه نمونه هر طبقه از فرمول تخصیص سهمیه استفاده شد:

$$n_h = (N_h \times n) / N$$

که در آن  $N_H$  نشان دهنده حجم نمونه مورد نیاز در هر دانشگاه،  $N_h$  جمعیت کل دانشجویان آن دانشگاه،  $n$  حجم کل نمونه و  $N$  جمعیت کل دانشجویان سراسر مراکز پژوهشی بود [۱۷]. پس از محاسبه سهمیه هر طبقه، نمونه ها بصورت نمونه گیری تصادفی ساده با بهره گیری از کدهای دانشجویی و ابزار (Microsoft Excel) انتخاب شدند [۲۵]. جذب مشارکت کنندگان با هماهنگی دبیرخانه های آموزشی دانشگاه ها انجام و کلیه اطلاعات مرتبط با اهداف پژوهش، مراحل اجرا و اصول محرمانگی داده ها در اختیار دانشجویان قرار گرفت؛ تأکید شد که مشارکت کاملاً داوطلبانه بوده و تنها پس از دریافت رضایت نامه آگاهانه امکان تکمیل پرسشنامه وجود دارد.

ملاک های ورود و خروج: مشارکت در پژوهش صرفاً به دانشجویانی محدود شد که در یکی از دانشگاه های مورد نظر مشغول به تحصیل بودند، سابقه تجربه آموزش ترکیبی (حضور - مجازی) را داشتند و تمایل خود را برای شرکت در مطالعه اعلام

|        |         |            |           |            |            |            |
|--------|---------|------------|-----------|------------|------------|------------|
| گروه   | مامایی  | ۶۳۸ (۶۲،۳) | ۹۷ (۶۷/۴) | ۲۸۸ (۵۸/۲) | ۱۵۰ (۶۱/۷) | ۱۰۳ (۷۲/۵) |
| آموزشی | پرستاری | ۳۸۶ (۳۷،۷) | ۴۷ (۳۲/۶) | ۲۰۷ (۴۱/۸) | ۹۳ (۳۸/۳)  | ۳۹ (۲۷/۵)  |
| تأهل   | مجرد    | ۷۲۳ (۷۱،۶) | ۹۹ (۶۸/۸) | ۳۶۹ (۷۴/۵) | ۱۷۱ (۷۰/۴) | ۹۴ (۶۶/۲)  |
|        | متأهل   | ۲۹۱ (۲۸،۴) | ۴۵ (۳۳/۳) | ۱۲۶ (۲۵/۵) | ۷۲ (۲۹/۶)  | ۴۸ (۳۳/۸)  |

توضیحات: ستون «کل» نشان‌دهنده درصد و فراوانی کلی کل شرکت‌کنندگان ( $n=1024$ ) است، ستون‌های «همزمان»، «اکتشافی»، «تأییدی» و «پایایی» به ترتیب مربوط به زیرگروه‌های پژوهش است که شامل تعداد و درصد شرکت‌کنندگان مربوط به هر بخش است.

اعتبار محتوای پرسش‌نامه توسط گروهی از متخصصان مورد بررسی و تأیید قرار گرفت. نسبت اعتبار محتوای ۳۰ گویه پرسش‌نامه در بازه‌ای بین ۰/۸۰ تا یک گزارش شد. بر اساس جدول لاوشه و با در نظر گرفتن نظر ۱۰ کارشناس، حداقل مقدار قابل پذیرش برای این نسبت ۰/۶۲ است [۲۷]. همچنین شاخص اعتبار محتوا در سطح هر آیت بین ۰/۸۳ تا ۰/۹۳ محاسبه شد که همگی بالاتر از حداقل سطح قابل قبول یعنی ۰/۷۸ بوده و نشان‌دهنده اعتبار مناسب سؤالات پرسش‌نامه هستند [۲۸،۲۹]. در تحلیل عاملی اکتشافی برای بررسی ساختار مقیاس مهارت‌های خودتنظیمی ادراک‌شده، شاخص کفایت نمونه‌گیری کایزر-مایر-اولکین (KMO) برابر با ۰/۹۳۶ بدست آمد که

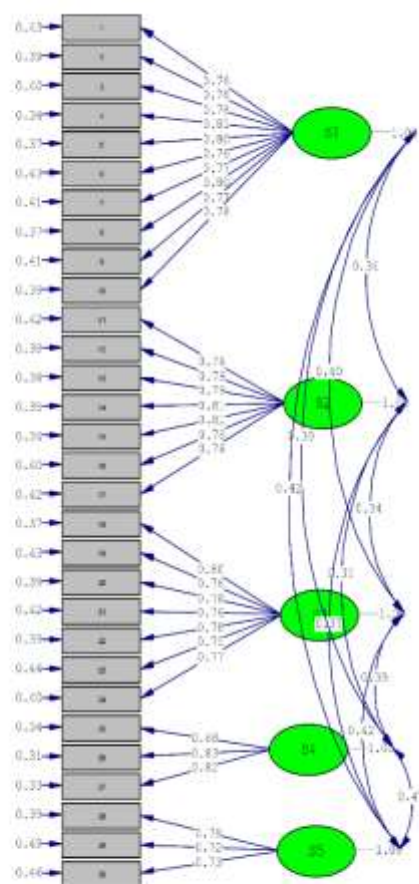
نشان‌دهنده کفایت مطلوب حجم نمونه است. همچنین آزمون کروییت بارتلت با مقدار تقریبی  $\chi^2$  دو برابر ۹۲۳۰/۰۲۰ درجه آزادی ۴۳۵ و سطح معناداری کوچک‌تر از ۰/۰۰۱ معنادار بود و بیانگر مناسب بودن ماتریس همبستگی برای تحلیل عاملی است. روش تحلیل محورها اصلی با چرخش واریماکس انجام شد و بر اساس مقدار ویژه بالاتر از یک، پنج عامل استخراج شد که در مجموع ۶۱/۳۳ درصد از واریانس کل مقیاس را تبیین کردند. عامل اول (برنامه‌ریزی فرآیند یادگیری) شامل گویه‌های ۱ تا ۱۰ با ۱۹/۴۷۲ درصد، عامل دوم (اجرای برنامه یادگیری) شامل گویه‌های ۱۸ تا ۲۴ با ۱۵/۱۱۷ درصد، عامل سوم (تمرکز بر هدف و تکلیف یادگیری) شامل گویه‌های ۱۱ تا ۱۷ با ۱۴/۹۲۶ درصد، عامل چهارم (خودارزشیابی یادگیری) شامل گویه‌های ۳۱ تا ۳۵ با ۶/۵۸۲ درصد، و عامل پنجم (خودکارآمدی یادگیری) شامل گویه‌های ۲۵ تا ۳۰ با ۵/۲۴۰ درصد از واریانس را تبیین کردند که در مجموع روابی سازه‌ای مطلوبی را برای مقیاس نشان می‌دهد [۳۰].

جدول ۲. ماتریس چرخش‌یافته مؤلفه‌ها در تحلیل عاملی اکتشافی پرسش‌نامه مهارت‌های خودتنظیمی ادراک‌شده

| گویه‌ها | عامل ۱: برنامه‌ریزی و هدف‌گذاری | عامل ۲: خودنظارتی و بازبینی | عامل ۳: انگیزش درونی | عامل ۴: راهبردهای شناختی | عامل ۵: مدیریت زمان و محیط |
|---------|---------------------------------|-----------------------------|----------------------|--------------------------|----------------------------|
| ۱i      | ۰/۷۱۵                           | ۰/۰۵۳                       | ۰/۱۶۴                | ۰/۰۸۶                    | ۰/۱۰۴                      |
| ۲i      | ۰/۷۲۷                           | ۰/۱۳۲                       | ۰/۱۰۹                | ۰/۰۵۷                    | ۰/۱۳۱                      |
| ۳i      | ۰/۷۲۳                           | ۰/۱۷۱                       | ۰/۱۶۳                | ۰/۰۳۸                    | ۰/۱۴۰                      |
| ۴i      | ۰/۷۰۹                           | ۰/۰۹۳                       | ۰/۱۳۱                | ۰/۱۵۹                    | ۰/۱۱۳                      |
| ۵i      | ۰/۷۱۷                           | ۰/۱۷۹                       | ۰/۱۰۱                | ۰/۱۵۱                    | ۰/۰۸۲                      |
| ۶i      | ۰/۷۱۰                           | ۰/۱۶۷                       | ۰/۱۵۷                | ۰/۱۲۲                    | ۰/۱۰۶                      |
| ۷i      | ۰/۷۶۰                           | ۰/۰۷۷                       | ۰/۱۲۷                | ۰/۱۱۴                    | ۰/۰۴۹                      |
| ۸i      | ۰/۷۳۴                           | ۰/۱۱۰                       | ۰/۱۳۸                | ۰/۱۰۳                    | ۰/۰۹                       |
| ۹i      | ۰/۷۳۵                           | ۰/۱۲۳                       | ۰/۱۷۰                | ۰/۰۸۳                    | ۰/۰۵۸                      |
| ۱۰i     | ۰/۷۳۳                           | ۰/۰۸۷                       | ۰/۱۵۸                | ۰/۰۷۴                    | ۰/۰۸۱                      |
| ۱۱i     | ۰/۲۰۹                           | ۰/۱۲۱                       | ۰/۷۴۲                | ۰/۰۸۱                    | ۰/۱۱۴                      |
| ۱۲i     | ۰/۱۳۷                           | ۰/۱۰۳                       | ۰/۷۴۸                | ۰/۰۲۳                    | ۰/۰۷۰                      |
| ۱۳i     | ۰/۱۴۸                           | ۰/۱۱۵                       | ۰/۷۶۴                | ۰/۰۴۵                    | ۰/۱۰۰                      |
| ۱۴i     | ۰/۱۶۰                           | ۰/۰۸۵                       | ۰/۷۹۱                | ۰/۰۸۳                    | ۰/۰۴۴                      |
| ۱۵i     | ۰/۱۲۴                           | ۰/۰۴۰                       | ۰/۷۸۷                | ۰/۰۹۸                    | ۰/۰۹۶                      |
| ۱۶i     | ۰/۱۸۰                           | ۰/۱۰۹                       | ۰/۷۶۱                | ۰/۰۷۷                    | ۰/۰۹۹                      |
| ۱۷i     | ۰/۱۹۱                           | ۰/۱۵۸                       | ۰/۷۵۷                | ۰/۰۵۲                    | ۰/۰۲۹                      |
| ۱۸i     | ۰/۱۵۴                           | ۰/۷۵۶                       | ۰/۱۳۶                | ۰/۰۲۲                    | ۰/۱۰۴                      |
| ۱۹i     | ۰/۱۰۸                           | ۰/۷۹۳                       | ۰/۱۰۲                | ۰/۰۲۹                    | ۰/۱۲۴                      |
| ۲۰i     | ۰/۱۱۱                           | ۰/۷۵۲                       | ۰/۰۵۶                | ۰/۱۲۱                    | ۰/۱۶۰                      |
| ۲۱i     | ۰/۱۴۴                           | ۰/۷۲۲                       | ۰/۰۹۱                | ۰/۰۶۴                    | ۰/۰۹۸                      |

|     |       |       |       |       |       |
|-----|-------|-------|-------|-------|-------|
| ۲۲i | ۰/۱۵۹ | ۰/۷۷۸ | ۰/۰۸۶ | ۰/۱۳۲ | ۰/۱۰۰ |
| ۲۳i | ۰/۱۲۷ | ۰/۷۶۵ | ۰/۱۲۹ | ۰/۰۹۵ | ۰/۱۲۹ |
| ۲۴i | ۰/۱۲۱ | ۰/۷۸۸ | ۰/۱۲۰ | ۰/۱۱۰ | ۰/۰۱۸ |
| ۲۵i | ۰/۱۸۰ | ۰/۱۲۵ | ۰/۱۳۸ | ۰/۷۳۲ | ۰/۰۸۵ |
| ۲۶i | ۰/۱۷۹ | ۰/۱۴۲ | ۰/۱۰۸ | ۰/۷۳۸ | ۰/۱۲۹ |
| ۲۷i | ۰/۲۳۱ | ۰/۱۵۹ | ۰/۰۷۳ | ۰/۷۵۰ | ۰/۰۸۰ |
| ۲۸i | ۰/۱۹۸ | ۰/۱۶۸ | ۰/۱۳۵ | ۰/۰۷۷ | ۰/۷۲۰ |
| ۲۹i | ۰/۱۹۵ | ۰/۲۴۰ | ۰/۱۷۹ | ۰/۰۹۳ | ۰/۶۷۵ |
| ۳۰i | ۰/۲۲۰ | ۰/۲۱۶ | ۰/۱۳۳ | ۰/۱۶۲ | ۰/۶۵۶ |

انسجام درونی بسیار مطلوب ابزار است. همچنین ضرایب آلفای کرونباخ برای ابعاد پنج‌گانه ابزار به ترتیب برابر بودند با ۰/۹۲۷، ۰/۹۱۵، ۰/۹۳۰، ۰/۸۲۲ و ۰/۸۱۸ که همگی نشان‌دهنده پایایی قابل قبول خرده‌مقیاس‌ها هستند. در روش تقسیم نصفه، آلفای کرونباخ برای نیمه اول و دوم به ترتیب ۰/۹۱۵ و ۰/۸۵۴ و ضریب همبستگی بین دو نیمه ۰/۵۵۲ بدست آمد. همچنین ضریب اسپیرمن- براون و ضریب گاتمن به ترتیب ۰/۷۱۲ و ۰/۷۰۵ گزارش شد. این یافته‌ها نشان‌دهنده پایایی مناسب و اعتبار ساختاری مطلوب مقیاس در نمونه مورد بررسی هستند [۳۳].



Chi-Square=550.45, df=395, P-value=0.00000, RMSEA=0.040

نمودار ۱. مدل ضرایب استاندارد در مقیاس خودتنظیمی تحصیلی در دانشجویان

در تحلیل عاملی تأییدی مدل پنج‌عاملی مقیاس خودتنظیمی تحصیلی، شاخص‌های برازش مدل بر اساس معیارهای استاندارد مورد ارزشیابی قرار گرفت. نسبت کای- دو به درجه آزادی برابر با  $\chi^2/df = 578/395$  بود که کمتر از مقدار مرجع ۳ (و قطعاً کمتر از ۵) محسوب شده و نشان‌دهنده برازش مناسب مدل است. شاخص نیکویی برازش (GFI) و شاخص نیکویی برازش تعدیل‌شده (AGFI) به ترتیب برابر با ۰/۸۷ و ۰/۸۴ گزارش شدند؛ مقدار GFI در حد قابل قبول و AGFI نیز بیش از ۰/۸۰ و تا اندازه‌ای نزدیک به نقطه برش ۰/۹۰ قرار دارد. سایر شاخص‌های نیکویی برازش شامل شاخص نیکویی برازش نرمال‌شده (NFI=۰/۹۵)، شاخص برازش تطبیقی (CFI=۰/۹۹) و شاخص برازش افزوده‌شده (IFI=۰/۹۹) همگی مقادیر بالاتر از ۰/۹۰ را نشان دادند که بیانگر برازش بسیار خوب مدل هستند. علاوه بر این، شاخص نیکویی برازش نرم‌شده نسبت به آزادی (NNFI یا TLI) برابر با ۰/۹۸ و شاخص ریشه میانگین مربعات خطای تقریب (RMSEA) برابر با ۰/۰۴ گزارش شد که هر دو در دامنه برازش بسیار مناسب قرار دارند. (با فاصله اطمینان ۹۰ درصد برای RMSEA: ۰/۰۳۲ تا ۰/۰۳۸ و مقدار PCLOSE=۰/۹۸) شاخص ریشه میانگین مربعات باقیمانده استاندارد شده (SRMR) نیز برابر با ۰/۰۴۳ بود که نشان می‌دهد اختلاف بین ماتریس کوواریانس مشاهده‌شده و مدل پیشنهادی بسیار اندک است. در نهایت، همه ضرایب بارگذاری آیت‌ها بالاتر از ۰/۸۰ بودند و نشان‌دهنده همگرایی قوی گویه‌ها با عوامل پنهان مربوطه و تأیید اعتبار سازه‌ای ابزار هستند. این نتایج مؤید برازش مناسب و اعتبار ساختاری مدل پنج‌عاملی مقیاس خودتنظیمی تحصیلی با داده‌های پژوهش است [۳۱].

رابطه بین مقیاس خودتنظیمی تحصیلی و پرسشنامه خودتنظیمی گومز و همکاران بررسی شد و همبستگی مثبت و معناداری بین آنها مشاهده شد ( $r = 0.76$ ,  $P < 0.001$ )، بنابراین مقیاس خودتنظیمی تحصیلی دارای اعتبار همزمان است [۳۲].

مقیاس خودتنظیمی تحصیلی با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ و روش تقسیم نصفه مورد بررسی پایایی قرار گرفت. نتایج حاصل از تحلیل داده‌های ۱۴۲ شرکت‌کننده نشان داد که آلفای کرونباخ کل مقیاس (۳۰ گویه) برابر با ۰/۹۲۱ بود که بیانگر

## بحث

هدف این مطالعه، اعتبارسنجی و تحلیل عاملی مقیاس خودتنظیمی تحصیلی در محیط آموزش ترکیبی (حضوری-مجازی) بود؛ جامعه هدف شامل دانشجویان پرستاری و مامایی دانشگاه‌های علوم پزشکی جنوب شرق ایران (استان‌های کرمان و سیستان و بلوچستان) در سال تحصیلی ۱۴۰۴ - ۱۴۰۳ بود. در ادامه، یافته‌های اصلی مربوط به روایی و پایایی ابزار بر اساس نتایج مطالعات گذشته تفسیر می‌شود.

نتایج نشان داد که تمامی ۳۰ گویه پرسش‌نامه توسط گروهی از ۱۰ متخصص مورد ارزشیابی قرار گرفت؛ نسبت اعتبار محتوایی گویه‌ها در بازه ۰/۸۰ تا ۱ گزارش شد که همگی از حداقل آستانه قابل قبول ۰/۶۲ فراتر بودند [۳۴]. همچنین، شاخص اعتبار محتوایی در سطح هر آئتم بین ۰/۸۳ تا ۰/۹۳ اندازه‌گیری شد که بالاتر از حداقل ۰/۷۸ بود [۳۵]. این نتایج نشان می‌دهد که محتوای پرسش‌نامه بخوبی ساختار خودتنظیمی تحصیلی را پوشش می‌دهد و از نظر شفافیت، سادگی و مرتبط بودن با مفهوم اصلی تأیید شده است [۳۶]. هرچند مطالعات پیشین اشاره کرده‌اند که روایی محتوا تنها یکی از ابعاد روایی کلی ابزار است و برای تکمیل شواهد نیاز به بررسی روایی سازه (از طریق تحلیل عاملی) و روایی همزمان (از طریق آزمون‌های تطبیقی) نیز وجود دارد [۳۷].

در تحلیل عاملی اکتشافی تأییدی پنج عامل با مقدار ویژه بالاتر از یک استخراج و تأیید شد که در مجموع ۶۱/۳۳ درصد از واریانس کل مقیاس را تبیین کردند؛ این ساختار پنج‌عاملی نشان‌دهنده روایی سازه‌ای مطلوب مقیاس در نمونه دانشگاهی است و با مطالعه پژوهش اصلی که پنج بُعد «خودبرنامه‌ریزی»، «خودنظارتی»، «خوددستورالعملی»، «خودارزشیابی» و «خودواکنشی» را برای مقیاس خودتنظیمی در بین دانشجویان دانشگاه‌های پاکستان استخراج کردند، تطابق دارد [۱۳]. هرچند در برخی پژوهش‌ها ساختار سه‌عاملی گزارش شده و در مطالعات مربوط به سطوح سنی پایین‌تر جابه‌جایی بارهای عاملی برای برخی آئتم‌های خودبازتابی مشاهده شده است [۳۸، ۳۹]. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که به واسطه تطبیق فرهنگی و زبانی و همچنین ویژگی‌های جمعیت‌شناختی دانشجویان پرستاری و مامایی در جنوب شرق ایران، ابزار در پنج بُعد مجزا و منسجم از جنبه نظری و آماری پایدار است. همین‌طور نشان می‌دهد که ابزار بومی‌شده در محیط آموزش ترکیبی ایران از ثبات ساختاری مشابه مطالعات بین‌المللی برخوردار است. برای ارزشیابی روایی همزمان، همبستگی بین نمره کل مقیاس خودتنظیمی تحصیلی و پرسش‌نامه خودتنظیمی گومز و همکاران محاسبه شد. نتایج نشان داد که همبستگی مثبت و معناداری بین این دو اندازه‌گیری وجود دارد. این یافته بیانگر آن است که مقیاس مورد استفاده توانسته است همان سازه‌ای را بسنجد که ابزار مرجع (پرسش‌نامه گومز و

همکاران) اندازه‌گیری می‌کند. به عبارت دیگر، دانشجویانی که در مقیاس خودتنظیمی تحصیلی نمره بالاتری کسب کردند، در ابزار گسترده‌تر خودتنظیمی نیز عملکرد مشابهی داشتند. این موضوع نشان می‌دهد که ابزار پژوهش حاضر نه تنها از پشتوانه نظری برخوردار است، بلکه در عمل نیز با ابزارهای معتبر پیشین هم‌راستا عمل کرده و قابلیت اعتماد دارد.

این همبستگی مثبت حاکی از آن است که خودتنظیمی تحصیلی در بستر آموزش ترکیبی، صرفاً پدیده‌ای مجزا نیست بلکه ریشه در توانایی‌های کلی‌تر خودتنظیمی دانشجویان دارد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که مقیاس طراحی شده قادر است رفتارهای خودتنظیمی را به‌گونه‌ای معتبر در موقعیت‌های مختلف آموزشی آشکار کند. این یافته با چارچوب نظری خودتنظیمی تحصیلی نیز همخوانی دارد؛ چرا که طبق این چارچوب، باور فرد به توانمندی‌های خودتنظیمی در یک حوزه (مانند آموزش ترکیبی) با خودتنظیمی او در سایر حوزه‌های یادگیری مرتبط است [۴۰]. همچنین مطالعات پیشین نیز رابطه میان ابعاد خودتنظیمی آنلاین و خودتنظیمی عمومی تحصیلی را تأیید کرده‌اند. البته باید توجه داشت که روایی همزمان تنها بخشی از شواهد روایی است و برای اثبات ساختار پنج‌عاملی مقیاس، بررسی روایی سازه در اولویت قرار دارد [۱۳].

برای بررسی پایایی داخلی، آلفای کرونباخ کل مقیاس (۳۰ گویه) برابر با ۰/۹۲۱ محاسبه شد که بیانگر انسجام درونی بسیار مطلوب ابزار است. ضرایب آلفای کرونباخ برای ابعاد «برنامه‌ریزی فرآیند یادگیری»، «اجرای برنامه یادگیری»، «تمرکز بر هدف و تکلیف یادگیری»، «خودارزشیابی یادگیری» و «خودکارآمدی یادگیری» نیز در سطح قابل قبولی قرار داشتند. این یافته نشان می‌دهد که هر یک از خرده‌مقیاس‌ها نیز از سازگاری درونی لازم برخوردارند و ابزار می‌تواند بطور پایدار ابعاد مختلف خودتنظیمی تحصیلی را ارزشیابی کند. این ضرایب بالا به این معناست که شرکت‌کنندگان در پاسخ‌گویی به گویه‌های مختلف، درونی‌سازی مشابهی از سازه خودتنظیمی داشته‌اند و آئتم‌ها توانسته‌اند مفهوم مورد نظر را به شکلی یک پارچه بسنجند. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که مقیاس حاضر نه تنها از نظر آماری پایا است، بلکه از لحاظ مفهومی نیز توانسته است به خوبی ابعاد نظری خودتنظیمی را پوشش دهد. علاوه بر این، نتایج روش تقسیم نصفه نیز نشان داد که آلفای کرونباخ برای نیمه اول و دوم پرسشنامه در سطح مطلوب قرار دارد که این امر نشان دهنده ثبات ابزار در اندازه‌گیری در شرایط مختلف است. به بیان دیگر، پاسخ افراد به بخش‌های مختلف پرسشنامه الگوی مشابهی را دنبال می‌کند که حاکی از پایداری ساختاری ابزار است. این یافته‌ها با نتایج مطالعات مشابه هم‌راستا است [۱۳، ۴۱]؛ برای نمونه، Barak و همکاران (۲۰۱۶) نیز در پژوهش خود در زمینه خودتنظیمی با فناوری، ضرایب آلفای بالاتر از ۰/۸۵ را گزارش کرده‌اند [۴۱]. این هم‌سویی نشان

فرآیند یادگیری»، «اجرای برنامه یادگیری»، «تمرکز بر هدف و تکلیف یادگیری»، «خودارزشیابی یادگیری» و «خودکارآمدی یادگیری» با مجموع ۳۳/۶۱ درصد واریانس تبیین شده و شاخص‌های برازش تحلیل عاملی تأییدی در محدوده مناسب خوشه‌بندی شد. همچنین، قابلیت تکرارپذیری (ضریب اسپیرمن-براون = ۰/۷۱۲، ضریب گاتمن = ۰/۷۰۵) و ثبات زمانی (تست-بازآزمون) نیز مورد تأیید قرار گرفت. بر این اساس، مقیاس خودتنظیمی تحصیلی می‌تواند بعنوان ابزار معتبر و قابل اتکا برای سنجش خودتنظیمی تحصیلی در میان دانشجویان پرستاری و مامایی در بستر آموزش ترکیبی به کار رود و برای بررسی ارتباط آن با متغیرهایی مانند انگیزش تحصیلی، سواد دیجیتال و نتایج یادگیری مورد استفاده قرار گیرد.

### تقدیر و تشکر

این پژوهش با دریافت مجوز اخلاقی از کمیته اخلاق دانشگاه علوم پزشکی شاهرود اجرا شد با کد اخلاق (IR.SHMU.REC.1401.006) و مجوز رسمی همکاری از تمامی دانشگاه‌های مشارکت‌کننده اخذ شد. نویسندگان مراتب قدردانی و تشکر خود را از تمامی دانشجویان که در این مطالعه شرکت داشتند، اعلام می‌دارند.

### تعارض منافع

نویسندگان اعلام می‌کنند که هیچ تعارض منافع شخصی، مالی یا حرفه‌ای مرتبط با موضوع این پژوهش وجود ندارد که بتواند بر نتایج یا تفسیر داده‌ها تأثیر بگذارد.

### منابع

1. Zou Y, Kuek F, Feng W, Cheng X. Digital learning in the 21st century: trends, challenges, and innovations in technology integration. *Front Educ*. 2025;10: 1562391. doi:10.3389/feduc.2025.1562391.
2. Farahani ZB, Nejat N, Jadidi A. Exploring faculty members and medical sciences students' experiences of e-learning during the COVID-19 pandemic. *Int J Afr Nurs Sci*. 2024;21: 100773. doi:10.1016/j.ijans.2024.100773.
3. Atwa H, Shehata MH, Al-Ansari A, Kumar A, Jaradat A, Ahmed J, et al. Online, face-to-face, or blended learning? Faculty and medical students' perceptions during the COVID-19 pandemic: a mixed-method study. *Front Med*. 2022;9: 791352. doi:10.3389/fmed.2022.791352.
4. Sanjari S, Soleimani MRM. Validation of the Persian version of the engagement in e-learning scale in students of the School of Nursing and Midwifery in Iran. *Middle East J Rehabil Health*

می‌دهد که مقیاس حاضر قابلیت استفاده بعنوان ابزاری معتبر و پایا در پژوهش‌های آینده را دارد [۴۲].

این مطالعه چند محدودیت داشت که باید هنگام تفسیر نتایج مدنظر قرار گیرند. نخست، پژوهش تنها در دانشگاه‌های منطقه جنوب شرق اجرا شد و تعمیم نتایج به سایر مناطق جغرافیایی و جمعیت‌های دانشجویی نیازمند تحقیقات تکمیلی است. بویژه، مطالعات آتی می‌تواند نمونه‌های متنوع‌تری از دانشگاه‌های دیگری در سراسر ایران را شامل شوند تا تأثیرات فرهنگی و محلی بر خودتنظیمی تحصیلی دانشجویان روشن‌تر شود. دوم، گردآور داده‌ها صرفاً از طریق پرسش‌نامه انجام شد؛ دانشجویان پرستاری و مامایی ممکن است درک متفاوتی از برخی مفاهیم خودتنظیمی داشته باشند. بنابراین، مطالعات بعدی می‌تواند از روش‌های تلفیقی مانند مصاحبه‌های عمیق و مشاهدات رفتاری مستقیم بهره بگیرند تا درک واقعی دانشجویان از آیت‌ها و هرگونه ابهام معنایی مشخص شود. علاوه بر این، توصیه می‌شود نسخه‌هایی از ابزار برای سطوح تحصیلی بالاتر (مانند ارشد و دکتری) توسعه یافته و مطالعات تطبیقی- فرهنگی در کشورهای دارای ساختار آموزشی مشابه انجام شود تا سازگاری نتایج فراتر از مرزهای ملی تأیید شود.

### نتیجه‌گیری

این پژوهش با هدف اعتبارسنجی و تحلیل عاملی مقیاس خودتنظیمی تحصیلی در محیط آموزش ترکیبی انجام شد. نتایج نشان داد که ابزار دارای روایی محتوای بالاتر از آستانه‌های توصیه‌شده، روایی همزمان مطلوب (همبستگی قوی با پرسش‌نامه خودتنظیمی گومز)، روایی سازه قوی (پنج عامل «برنامه‌ریزی

- Stud. 2024;10(3): e134881. doi:10.5812/mejrh-134881. [Persian]
5. Garshasbi A, Khorsand E, Taghizadeh A. The effect of self-regulation skills training on academic achievement motivation and academic performance of nursing students in English lesson. *Res Med Educ*. 2018;10(1):9–16. doi:10.29252/rme.10.1.9. [Persian]
6. Abavisani M, Taghvaei D, Pirani Z. Factor structure and validity of Gomez electronic self-regulation questionnaire among high school students. *Fundam Ment Health*. 2024;26(4):223–233. doi:10.22038/jfmh.2024.78227.3116. [Persian]
7. Nyman F. “You’re not learning skills—you’re just realizing what you can do”: a preliminary study of self-regulation in higher education. *Front Educ*. 2024;9: 1418297. doi:10.3389/feduc.2024.1418297.
8. Bittner JV, Stamov Roßnagel C, Staudinger UM. Educational self-regulation competence: toward a lifespan-based concept and assessment

- strategy. *Int J Educ Vocat Guid.* 2022;22(2):307–325. doi:10.1007/s10775-021-09491-2.
9. Aloka P, Ooko M, Ooko P, Onyango P. Self-regulated learning and student success, retention, and engagement in online courses. In: *Handbook of Research on Digitalization of Higher Education Institutions*. Hershey: IGI Global; 2023. p. 238–255.
  10. Erdogan T, Senemoglu N. Development and validation of a scale on self-regulation in learning (SSRL). *SpringerPlus.* 2016;5:1686. doi:10.1186/s40064-016-3367-y.
  11. Carey KB, Neal DJ, Collins SE. A psychometric analysis of the self-regulation questionnaire. *Addict Behav.* 2004;29(2):253–260. doi:10.1016/j.addbeh.2003.08.001.
  12. Pichardo MC, Cano F, Garzon-Umerenkova A, de la Fuente J, Peralta-Sanchez FJ, Amate-Romera J. Self-regulation questionnaire (SRQ) in Spanish adolescents: factor structure and Rasch analysis. *Front Psychol.* 2018;9: 1370. doi:10.3389/fpsyg.2018.01370.
  13. Akhtar J, Mahmood N. Development and validation of an academic self-regulation scale for university students. *J Behav Sci.* 2013;23(1):37–48.
  14. Sanjari S, Mohammadi Soleimani M. Validation of the knowledge sharing behavior scale among nursing and midwifery faculty members in Iran. *Middle East J Rehabil Health Stud.* 2024;11(1):e134886. [Persian]
  15. Monazah HS, Soleimani MRM, Jahan F. Investigating the factor structure and validation of the multidimensional scale of acceptance of collective violence among teenagers. *Iran J Psychiatry Behav Sci.* 2024;18(2):e128934. [Persian]
  16. Yeganeh H, Parvaresh H, Ghanataghestani MD, Soleimani MM. Validation of the HSE assessment tools in the Kerman Province steel industry complex: a case study. *J Sch Public Health Inst Public Health Res.* 2023;20(4):423–434. [Persian]
  17. Aliakbari Borovati F, Mohammadi Ahmadabadi N, Sanjari S, Keikha A, Bameri A, Panahi G, et al. Development and validation of the academic self-handicapping scale for nursing and midwifery students. *Interdiscip J Virtual Learn Med Sci.* 2025;16(1):8–23. doi:10.30476/ijvlms.2025.105011.1324. [Persian]
  18. Mokhtari LB, Tavan A, Sanjari S, Soleimani MRM, Salajegheh A. The impact of peer relationships, moral development, and family relationships on collective violence. *Middle East J Rehabil Health Stud.* 2025;12(1):e145673. [Persian]
  19. Sanjari S, Soleimani MRM, Keramat A. Development and validation of an electronic scale for sexual violence experiences in Iranian women. *Crescent J Med Biol Sci.* 2023;10(1):45–52. [Persian]
  20. Bahmaniar S, Amirfakhraie A, Mohammadi Soleimani M, Zarei E. The development and validation of a job burnout questionnaire for Iranian nurses. *Crit Care Nurs.* 2025;17(3):37–48. doi:10.30491/jcc.17.3.37. [Persian]
  21. Torabi B, Amirfakhrae A, Rezaei Gazaki P, Mohammadi Soleimani MRM. Investigation of factor structure and validation of Ryff's psychological well-being scale in working children in the corona crisis. *J Rafsanjan Univ Med Sci.* 2022;21(2):149–164. [Persian]
  22. Sanjari S, Fakhraei AA, Soleimani MRM, Alidousti K. Validation of the Slade fear of childbirth scale for pregnancy in a sample of Iranian women: a cross-sectional study. *Crescent J Med Biol Sci.* 2022;9(3):180–188. [Persian]
  23. Barani H, Mohammadi Soleimani MRM, Amirfakhraei A, Wahab Samavi SA. Transcultural adaptation and psychometric evaluation of the online learning self-efficacy scale among high school seniors. *Interdiscip J Virtual Learn Med Sci.* 2024;15(1):62–75. [Persian]
  24. Sanjari S, Tavan A, Abbasi H, Salajegheh A, Mohammadi Soleimani MRM, Bayat Mokhtari L. Development and psychometric evaluation of the Tehran adolescent aggression scale: a mixed-methods study. *Iran J Psychiatry Behav Sci.* 2025;19(3): e153646. doi:10.5812/ijpbs-153646. [Persian]
  25. Bayat Mokhtari L, Sanjari S, Kikha A, Mohammadi Soleimani MRM, Abbasi H, Jahan MR. Correlations of sleep quality, anxiety, and social support with academic engagement: the mediating role of mental health. *Shiraz E-Med J.* 2025;26(10): e160489. doi:10.5812/semj-160489. [Persian]
  26. Bayat Mokhtari L, Mohammadi Ahmadabadi N, Kikha A, Panahi G, Bameri A, Rahdari M. Factor structure and validation of the cognitive flexibility index among high school students. *J Rafsanjan Univ Med Sci.* 2025;24(5):422–437. doi:10.61882/jrums.24.5.422. [Persian]
  27. DePoy E, Gitlin LN. Collecting data through measurement in experimental-type research. In: DePoy E, Gitlin LN, editors. *Introduction to research*. 5th ed. St. Louis: Mosby; 2016. p. 227–247.
  28. Sanjari S, Rafati F, Amirfakhraei A, Mohammadi Solymane MRM, Karimi Afshar E. Evaluation of factor structure and validation of electronic form of CAQ fear of delivery questionnaire in pregnant women. *Health Psychol.* 2021;10(38):57–70. [Persian]
  29. Yeganeh H, Dehghani G, Parvaresh H, Mohammadi Soleimani M. Construction and standardization of performance evaluation test of HSE management systems of industrial contractors. *J Healthc Manag Res.* 2021;12(3):73–86. [Persian]
  30. Widaman KF, Helm JL. Exploratory factor analysis and confirmatory factor analysis. In:

- Hancock GR, Mueller RO, editors. APA handbook of research methods in psychology. Vol 3. 2nd ed. Washington (DC): American Psychological Association; 2023. p. 379–410. doi:10.1037/0000314-021.
31. Howard MC. A systematic literature review of exploratory factor analyses in management. *J Bus Res.* 2023;164: 113969. doi:10.1016/j.jbusres.2023.113969.
32. Torabi B, Amirfakhraei A, Gazaki PR, Soleimani MRM. Predicting psychological well-being of working children based on work anxiety, school anxiety, and hope for education. *Iran J Pediatr Nurs.* 2023;9(4):44–51. doi:10.22034/JPEN.9. [Persian]
33. Cho E. Making reliability reliable. *Organ Res Methods.* 2016;19(4):651–682. doi:10.1177/1094428116656239.
34. Yeganeh H, Parvaresh H, Ghanataghestani MD, Soleimani MM. Validation of the HSE assessment tools in the Kerman Province steel industry complex: a case study. *J Sch Public Health Inst Public Health Res.* 2023;20(4):423–434. [Persian]
35. Sanjari S, Kamali A, Amirfakhraei A, Mohammadi Soleimani MRM, Afshar EK. Construction and validation of a self-report violence scale in Iranian women. *J Fundam Ment Health.* 2021;23(3):215–222. [Persian]
36. Evans C, Kay W, Amici-Dargan S, Gonzalez RM, Donert K, Rutherford S. Developing a scale to explore self-regulatory approaches to assessment and feedback with academics in higher education. *Front Psychol.* 2024;15: 1357939. doi:10.3389/fpsyg.2024.1357939.
37. Barten JA, Pisters MF, Huisman PA, Takken T, Veenhof C. Measurement properties of patient-specific instruments measuring physical function. *J Clin Epidemiol.* 2012;65(6):590–601. doi:10.1016/j.jclinepi. 2011.12.005.
38. Zimmerman WA, Kulikowich JM. Online learning self-efficacy in students with and without online learning experience. *Am J Distance Educ.* 2016;30(3):180–191. doi:10.1080/08923647.2016.1193801.
39. Morosanova VI, Bondarenko IN, Fomina TG. Conscious self-regulation, motivational factors, and personality traits as predictors of students' academic performance. *Psychol Russia.* 2022;15(4):170–187. doi:10.11621/pir.2022.0411.
40. Tomas N, Poroto A. The interplay between self-regulation, learning flow, academic stress and learning engagement as predictors for academic performance in a blended learning environment. *Heliyon.* 2023;9(11): e21321. doi:10.1016/j.heliyon. 2023.e21321.
41. Barak M, Hussein-Farraj R, Dori YJ. On-campus or online: examining self-regulation and cognitive transfer skills in different learning settings. *Int J Educ Technol High Educ.* 2016;13(1):1–18. doi:10.1186/s41239-016-0035-9.
42. Warrens MJ. On Cronbach's alpha as the mean of all split-half reliabilities. In: Ali MA, Altman NS, Davison AC, editors. *Springer Proc Math Stat.* Vol 89. Cham: Springer; 2015. p. 293–300. doi:10.1007/978-3-319-07503-7\_18.