

## ساختار عاملی و اعتباریابی نسخه فارسی پرسشنامه خودنظم دهی در بین دانشجویان پزشکی

سمیه برجعلی لو<sup>۱</sup>، ریتا مجتهد زاده<sup>۲</sup>، آیین محمدی<sup>۳\*</sup>

۱- دکترای روانشناسی تربیتی، دانشکده مجازی، دانشگاه علوم پزشکی تهران، ایران

۲- پزشک عمومی، متخصص برنامه‌ریزی آموزش از راه دور، دانشکده مجازی، دانشگاه علوم پزشکی تهران، ایران

۳- مربی، مرکز تحقیقات آموزش علوم پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی تهران، ایران

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۱/۱۹

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۶/۱۴

### چکیده

**سابقه و اهداف:** خودنظم دهی از جمله سازه‌های مورد توجه در مباحث انگیزشی است که به وسیله آن دانشجویان یادگیری خود را سامان می‌بخشند. خودنظم دهی یکی از مهمترین عوامل پیش‌بینی کننده موفقیت تحصیلی در محیط آموزشی است. از این رو، ارزیابی میزان خودنظم دهی تحصیلی در فرگیران از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است. هدف پژوهش حاضر بررسی ساختار عاملی مقیاس خودنظم دهی است.

**روش بررسی:** پرسشنامه ۳۴ ماده‌ای خودنظم دهی انل و هانگ (۲۰۰۱) که شامل ۴ عامل برنامه‌ریزی، خودارزیابی، تلاش و خودکارآمدی است، توسط متخصصین، ترجمه و روایی محتوایی آن تأیید شد و روی ۳۳۶ دانشجوی پزشکی دانشگاه علوم پزشکی تهران که به صورت نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای انتخاب شدند، اجرا شد. تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی با استفاده از نرم‌افزارهای SPSS و LISREL بر روی داده‌ها انجام گرفت.

**یافته‌ها:** چهار عامل اصلی مطرح شده در نسخه اصلی، توسط تحلیل عاملی اکتشافی استخراج شد. این پرسشنامه ۵۵ درصد از واریانس کل خودتنظیمی را تبیین می‌کرد. تحلیل عاملی تأییدی نیز نشان داد که مدل ۴ عاملی ناهمبسته بهترین مدل برازش شده برای تبیین داده‌های حاضر است.

**نتیجه‌گیری:** نتایج حاکی از این است که مقیاس خودنظم دهی انل و هانگ، برای شناسایی قابلیت‌های خودنظم‌دهی دانشجویان ایرانی و به ویژه دانشجویان پزشکی کفایت لازم را دارد و در پژوهش‌های مختلف مخصوصاً در حوزه آموزش قابل استفاده است.

**واژه‌های کلیدی:** خودنظم دهی، اعتبار، روایی، تحلیل عاملی اکتشافی، تحلیل عاملی تأییدی

\* (نویسنده مسئول)؛ تلفن: ۰۲۱-۸۱۶۳۳۳۷۷-۸۱۶۳۳۳۷۷، آدرس الکترونیکی: aeen\_mohammadi@tums.ac.ir

## مقدمه

خودنظم دهی در یادگیری از مقوله‌هایی است که به نقش فرد در فرایند یادگیری می‌پردازد. این سازه ابتدا در سال ۱۹۶۷ توسط بندورا مطرح شد (۱). بر اساس نظریه سه وجهی بندورا، مبنای یادگیری خودنظم دهی، شناخت اجتماعی است. به عقیده وی، فعالیت‌های یادگیری افراد به وسیله سه فرآیند شخصی، محیطی و رفتاری تعیین می‌شود (۲).

خودنظم دهی تحصیلی به استفاده بهینه از راهبردهای شناختی- فراشناختی- مدیریتی منابع برای بیشینه کردن یادگیری اطلاق شده است. راهبردهای شناختی به هرگونه رفتار، اندیشه یا عمل که هدف آن کمک به فراگیری، سازماندهی و ذخیره سازی دانش و سهولت بهره برداری از آن‌ها در آینده است، اطلاق می‌شود (۳). راهبردهای فراشناختی، نظارتی هستند و در نظارت بر راهبردهای شناختی و هدایت آن‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرند. راهبردهای خودنظم دهی را می‌توان در سه دسته قرار داد: ۱. راهبردهای برنامه ریزی؛ ۲. راهبردهای نظارت و کنترل؛ ۳. راهبردهای نظم دهی. راهبردهای مدیریت منابع، راهبردهای تسهیل کننده‌اند و یادگیرندگان معمولاً از آن‌ها برای کنترل و اداره محیط مثل مدیریت در تنظیم وقت، نحوه تلاش، انتخاب محیط مطالعه و کمک گرفتن از افراد دیگر مثل معلمان، همسالان، منابع و غیره استفاده می‌کنند (۴).

نظریه یادگیری خودنظم دهی بر این اساس استوار است که دانشجویان چگونه از نظر فراشناختی، انگیزشی و رفتاری، یادگیری را در خود سامان می‌بخشند (۵). یادگیری در این رویکرد، فرآیندی سازنده است و فراگیران، بالقوه قادر به مهار و تنظیم فرآیند یادگیری هستند. آن‌ها می‌توانند بر جوانب متفاوت شناخت، انگیزش و رفتار و نیز بر محیط پیرامون خود نظارت، نظم دهی و مهار اعمال نمایند (۶). فراگیران با مهارت بیشتر در خودنظم دهی، تجارب یادگیری خود را فعالانه و از راه‌های بسیار متنوع هدایت می‌کنند و هر زمانی که ضرورت داشته باشد، راهبردهای یادگیری مورد استفاده را در پاسخ به

ملزومات خود، ویژگی تکلیف و شرایط محیط تغییر می‌دهند و به گونه‌ای موفقیت آمیز به تثبیت و افزایش سطح انگیزش خود در مدتی که به انجام تکالیف اشتغال دارند، می‌پردازند (۴).

خودنظم دهی تحصیلی از سه حیطه تشکیل شده است: ۱. فراشناخت (Metacognition) (آگاهی از خود، محیط و موقعیت)، ۲. تعیین مجموعه‌ای از اهداف و... ۳. کنترل بر فعالیت‌های خویش.

حیطه‌های اشاره شده در تعامل با یکدیگرند. فراگیران خودتنظیم با مشخص کردن مجموعه‌ای از اهداف تحصیلی به کنترل و ارزیابی فعالیت‌های خود می‌پردازند. در این راستا از راهبردهای فراشناختی بهره می‌جویند تا به اهداف مشخص شده برسند (۶). هانگ و انل (۷) در مطالعات خود، خودنظم دهی را متشکل از دو عامل فراشناخت و انگیزش (Motivation) می‌دانند. عامل فراشناخت متشکل از برنامه‌ریزی (Planning) و خودارزیابی (Self-checking) است. برنامه‌ریزی، آگاهی بر میزان تکلیف و زمان بندی انجام فعالیت است. از سوی دیگر خودارزیابی، بررسی کمی و کیفی فعالیت‌های خویش با توجه به اهداف از پیش تعیین شده است. عامل انگیزشی متشکل از تلاش، پافشاری و خودکارآمدی است. تلاش (Effort) و پافشاری (Persistence)، پیگیری و سخت کوشی برای انجام فعالیت‌های تحصیلی است و این امر تا رسیدن به هدف ادامه دارد. خودکارآمدی (Self-efficacy) نیز قضاوت فرد از توانایی و ظرفیت خود برای انجام تکالیف است.

هانگ و انل برای سنجش خودنظم دهی در عملکرد تحصیلی، مهارت‌های فراشناختی و تلاش، پرسشنامه‌ای طراحی کردند. در مطالعات مختلفی روایی و پایایی پرسشنامه حاضر بررسی شده است. در مطالعه صورت گرفته بر روی دانشجویان کره‌ای تحلیل عاملی تأییدی پرسشنامه حاضر مورد مطالعه قرار گرفت و نتایج نشان داد که خودنظم دهی از دو خرده مقیاس: فراشناخت و انگیزه تشکیل شده است که

نمونه گیری به روش تصادفی خوشه‌ای چند مرحله‌ای انجام شد. با استفاده از فرمول حجم نمونه کرجسی و مورگان (Krejcie & Morgan) (۱۰) ۳۳۶ دانشجو (۱۳۰ نفر در مقطع علوم پایه، ۸۲ نفر در مقطع پاتولوژی، ۷۴ نفر در مقطع کارآموزی و ۵۵ نفر در مقطع کارورزی) انتخاب شدند. ۲۰۵ نفر ایشان دختر و ۱۳۶ نفر پسر و در دامنه سنی ۱۸-۲۶ سال، میانگین سنی ۲۲/۰۴ و انحراف معیار ۱/۹۹ بودند.

در این مطالعه، اطلاعات از طریق مقیاس خودنظم دهی هانگ و انل (۷) گردآوری شد. این مقیاس یک ابزار خودسنجی است و شامل ۳۴ گویه می‌باشد که برای اولین بار توسط انل و هانگ (۷) ساخته و اعتباریابی شده است. در این مقیاس آزمودنی‌ها به یک مقیاس چهار درجه‌ای بر روی طیف لیکرت (تقریباً همیشه = ۴ و تقریباً هرگز = ۱) پاسخ می‌دهند. یافته‌های هانگ و انل (۷) نشان داد که پایایی این ابزار با استفاده از آلفای کرونباخ برای خرده مقیاس برنامه‌ریزی ۰/۷۶، خودارزیابی ۰/۶، تلاش ۰/۸۳ و خودکارآمدی ۰/۸۵ است. روایی سازه با استفاده از روش تحلیل عاملی تأییدی مطلوب گزارش شده است.

با توجه به اینکه ابزار مورد استفاده، برای انگلیسی زبان‌ها تدوین شده بود، ابتدا باید ترجمه و به فارسی برگردانده می‌شد. مقیاس خودنظم دهی توسط دو تن از متخصصین زبان انگلیسی ترجمه شد و برای حفظ روایی محتوا از نظر چند تن از متخصصین حوزه آموزش استفاده شد. از نظر نگارش زبان فارسی چندین مرتبه واریسی شد و برای اطمینان از فهم گویه‌ها در اختیار چند دانشجو قرار گرفت تا آن‌ها نیز نظر خود را اعلام کند. در پایان به منظور از بین بردن خطای احتمالی در ترجمه گویه‌ها، از یک متخصص زبان انگلیسی خواسته شد تا مقیاس را مجدداً به زبان انگلیسی برگرداند. نتایج حاکی از صحت عملکرد مترجمان اولیه بود.

پژوهشگر طبق برنامه ریزی قبلی به دانشکده‌های محل تحصیل دانشجویان پزشکی مراجعه نموده و پس از دسترسی به نمونه‌های منتخب، به معرفی خود و ارائه توضیحاتی مختصر در مورد اهداف پژوهش پرداخت و پس از کسب موافقت آن‌ها

فراشناخت خود از دو عامل برنامه ریزی و خودارزیابی تشکیل می‌شود و انگیزه نیز از دو عامل تلاش و خودکارآمدی تشکیل می‌شود (۷). ویژگی برجسته ابزار حاضر سنجش خودکارآمدی در کنار مؤلفه‌های فراشناخت و انگیزه است و در حقیقت این مقیاس بر اساس مدل خودنظم دهی زیمرمن (۸،۹) است که در برگیرنده مؤلفه فراشناخت و انگیزش است و قابلیت لازم جهت سنجش جامع خصیصه خودنظم دهی را دارد. بنابراین با توجه به اهمیت خودنظم‌دهی در حوزه آموزش، نیاز به سنجش و ارزیابی آن در فراگیران احساس می‌شود. از این رو استفاده از پرسشنامه مناسب و کارآمد می‌تواند در تحقق مطلوب اهداف پژوهشی و به تبع آن در کاربردی کردن نتایج پژوهش در محیط آموزشی مثمر ثمر باشد. گام اول در تشخیص، ارزیابی دقیق رفتار است. خودگزارش دهی نیز به عنوان یکی از روش‌های علمی در گردآوری اطلاعات مطرح است و زمانی که با مجموعه‌ای از ملاک‌ها و معیارهای از پیش تعیین شده انجام شود، می‌تواند باعث ارتقا و کفایت اطلاعات شود. هر چه سنجش رفتارها با این معیارها انطباق یابد، اطلاعات به دست آمده قابلیت اطمینان بیشتری خواهد داشت. در این راستا بهره‌گیری از ابزاری روا که اطلاعات مناسب در مورد متغیرهای شناختی-انگیزشی فراگیران در اختیار قرار دهد، از اهمیت بالایی برخوردار است. با استفاده از این ابزار می‌توان نسبت به توانایی‌ها و کاستی‌های فراگیران در این زمینه اطلاع یافته و برای ارتقاء توانمندی آن‌ها در زمینه متغیرهای شناختی-انگیزشی، مانند خود نظم دهی، برنامه-ریزی کرد. در پژوهش حاضر در پی معرفی و بررسی ویژگی-های فنی پرسشنامه خودتنظیمی در نمونه دانشجویان ایرانی هستیم.

### روش بررسی

پژوهش حاضر از مطالعات توصیفی - تحلیلی است که به صورت مقطعی طی سال ۹۰-۱۳۸۹ انجام شده و از نوع مطالعات روان سنجی است. جامعه آماری پژوهش حاضر را کلیه دانشجویان دکترای حرفه‌ای شاغل به تحصیل در دانشکده پزشکی دانشگاه علوم پزشکی تهران تشکیل می‌دهند.

بررسی ویژگی‌های آماری مقیاس‌ها و آلفای آن‌ها، تحلیل عاملی اکتشافی در مورد عوامل صورت گرفت.

برای اجرای روش تحلیل مؤلفه اصلی (Principal component) و نشان دادن این نکته که ماتریس همبستگی داده‌ها در جامعه صفر نیست، آزمون کرویت بارتلت (Bartlett test of sphericity) به کار رفت که نتایج به دست آمده از نظر آماری معنی دار بود ( $P < 0.001$  و  $KMO = 0.904$ ).

بنابر این بر پایه نتایج آزمون کرویت بارتلت می‌توان دریافت که اجرای تحلیل عاملی بر پایه ماتریس همبستگی به دست آمده در دو گروه مورد بررسی، تبیین پذیر است. برای تعیین این مطلب که ابزار سنجش مورد بررسی (مجموعه پرسش‌ها) از چند عامل اشباع شده، سه شاخص ارزش ویژه، نسبت واریانس تبیین شده توسط هر عامل و نمودار چرخش یافته ارزش ویژه که اسکری (scree) مورد بررسی قرار می‌گیرد.

برای استخراج عامل‌های مناسب و هماهنگ با ساختار فرهنگی و اجتماعی گروه نمونه، چندین بار تحلیل عاملی با راه حل‌های گوناگون شامل راه حل‌های ۲، ۳، ۴ عامل اجرا شد. در نهایت مشخص شد که با توجه به ساختار اصلی پرسشنامه، بافت فرهنگی و اجتماعی و نتایج تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی، راه حل ۴ عاملی از کفایت بیشتری برخوردار است و این راه حل به کار برده شد. نتایج نشان داد که ارزش‌های ویژه چهار عامل، بزرگ‌تر از یک است و درصد پوشش واریانس مشترک بین متغیرها برای این چهار عامل بر روی هم ۵۵/۷ درصد کل واریانس متغیرها را تبیین می‌کند که در این میان عامل اول با ارزش ویژه ۵/۲ در حدود ۱۵/۷۷ و عامل چهارم با ارزش ویژه ۲/۸۲ در حدود ۸/۵۵٪ کل واریانس را تبیین می‌کنند. مقادیر ارزش ویژه، درصد واریانس و درصد واریانس تراکمی عوامل چهارگانه در جدول ۳ نشان داده شده است.

از نمودار اسکری نیز که در شکل ۱ دیده می‌شود، می‌توان دریافت که سهم عامل اول و دوم در واریانس کل متغیرها چشمگیر و با سهم بقیه عامل‌ها متفاوت است. افزون بر این، از عامل دوم به بعد نیز شیب نمودار برش یافته و تقریباً هموار

در زمان کافی و مکانی مناسب (اعم از محیط‌های مناسب موجود در بخش‌های دانشکده و در پایان کلاس‌های درس)، پرسشنامه‌ها را در اختیار نمونه‌های پژوهش قرار داد. داده‌ها به وسیله رایانه با استفاده از بسته نرم افزاری SPSS نسخه ۱۷ و LISREL نسخه ۸.۵ با استفاده از آمار توصیفی (میانگین، انحراف معیار، درصد و فراوانی) و آمار استنباطی (آزمون تحلیل عاملی اکتشافی (EFA: Exploratory factor analysis) و تأییدی (CFA: Confirmatory factor analysis) و آزمون T برای دو گروه مستقل) برای بررسی روایی سازه و تفکیک عامل‌های مقیاس با معرفی شاخص‌های برازندگی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. مشخصه‌های حاصل از روش تحلیل عاملی تأییدی شامل برآورد ضرایب مسیر b، ضرایب استاندارد شده B، مقادیر T و شاخص برازندگی به دست آمده از اجرای این روش شامل برآورد آزمون خی دو، نسبت خی دو به درجه آزادی ( $df/\chi^2$ )، شاخص خوبی برازندگی (GFI: Goodness of fit index)، شاخص خوبی برازندگی تعدیل یافته (AGFI: Adjusted Goodness of fit index)، شاخص برازندگی تطبیقی (CFI: Comparative fit index)، ریشه دوم واریانس خطای تقریب (RMSEA: Root mean square error of approximation) است.

#### یافته‌ها

میانگین، انحراف استاندارد و آلفای کرونباخ هر یک از عامل‌های به دست آمده در پژوهش حاضر در جدول ۱ آماده است. پایایی کل مجموعه ۳۴ سؤالی برابر با ۰/۹۱ به دست آمد. همبستگی هر پرسش با نمره کل، نشان دهنده همبستگی مناسب و بالای مقیاس است. بنابر این بهتر است در پرسش‌ها تغییری ایجاد نشده و هیچ یک از پرسش‌ها حذف نشود.

بررسی پایایی به روش بازآزمایی پس از دو هفته در یک نمونه ۵۰ نفری از گروه نمونه اصلی، ضریب همبستگی  $r = 0.75$  را نشان داد. از سویی همبستگی درونی، از طریق ضرایب همبستگی پیرسون میان ۴ عامل بررسی شد (جدول ۲). که نتایج حاکی از همبستگی بالا میان عوامل است. پس از

اندازه‌گیری LISREL برای راه حل چهار عامل در جدول ۵ نشان داده شده است. شاخص‌های برآورد نشان می‌دهد که مدل چهار عاملی پرسشنامه خودتنظیمی از برازش بهتری با داده برخوردار است. در جدول ۶ مقایسه نمره کلی خودتنظیمی و خرده مقیاس‌های آن میان دو جنس ملاحظه می‌شود.

جهت انجام آزمون T ابتدا از طریق آزمون لوین، فرض همگنی واریانس‌ها را مورد بررسی قرار دادیم که نتایج نشان دهنده برابری واریانس‌ها است ( $P > 0/412$ ). یافته‌ها نشان دادند که میان دو جنس هیچ تفاوت معنی‌داری در نمره کلی خودتنظیمی و مؤلفه‌های آن وجود ندارد (جدول ۶).

می‌شود. برای ساده سازی استخراج عامل‌ها و نام گذاری آن‌ها از روش چرخش واریماکس استفاده شد. ماتریس عاملی که بر اثر چرخش واریماکس پدید آمد در جدول ۴ نمایش داده شده است.

بر پایه نتایج تحلیل عاملی مواد پرسش‌نامه با اجرای روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی، شمار عامل‌هایی که بر پایه آن‌ها ویژگی‌های نهایی تعیین شد، چهار عامل بود. چون این پرسشنامه برای نخستین بار در جامعه ایرانی اجرا شده کمترین بار عاملی یعنی  $0/35$  (۱۱) برای آن در نظر گرفته شد. برای تأیید عامل‌های استخراج شده، از مقیاس خودتنظیمی، مدل تحلیل عاملی تأییدی اجرا شد. نمودار

جدول ۱: آمارهای توصیفی و آلفای کرونباخ عامل‌ها

عامل‌ها	میانگین	انحراف استاندارد	آلفای کرونباخ
برنامه ریزی	۲/۸۲	۰/۵۲	۰/۸۶
خود ارزیابی	۲/۷۵	۰/۵	۰/۷۰
تلاش	۲/۸۱	۰/۴۷	۰/۷۶
خودکارآمدی	۲/۷۱	۰/۴۹	۰/۸۳
نمره کلی	۲/۷۸	۰/۴	۰/۹۱
خودتنظیمی			

جدول ۲: نتایج تحلیل همبستگی میان عوامل

عامل‌ها	۱	۲	۳	۴	۵
(۱) برنامه ریزی	۱	-			
(۲) خود ارزیابی	$0/59^{**}$	۱	-		
(۳) تلاش	$0/48^{**}$	$0/59^{**}$	۱	-	
(۴) خودکارآمدی	$0/48^{**}$	$0/51^{**}$	$0/59^{**}$	۱	
(۵) نمره کلی خودتنظیمی	$0/8^{**}$	$0/78^{**}$	$0/83^{**}$	$0/81^{**}$	۱

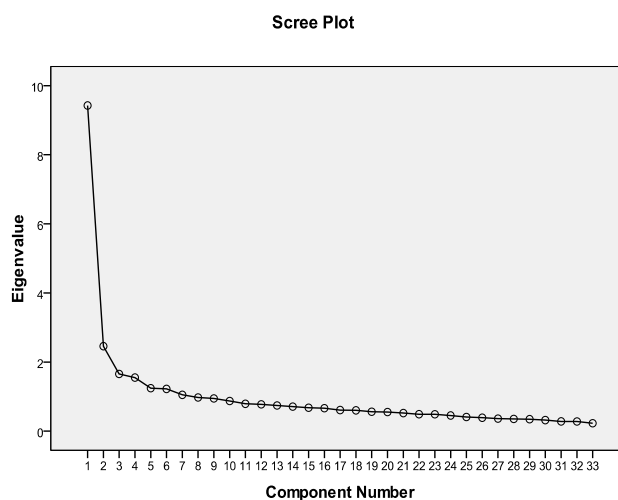
\*\*  $P < 0/01$ ,  $N = 336$

جدول ۳: مقادیر ارزش ویژه، درصد واریانس و درصد واریانس تراکمی عوامل چهارگانه

عاملها	ارزش ویژه	درصد واریانس	درصد واریانس تراکمی
برنامه ریزی	۵/۲	۱۵/۷۷	۱۵/۷۷
خودارزیابی	۳/۷۹	۱۱/۴۸	۳۷/۲۵
تلاش	۳/۲۶	۹/۹	۴۷/۱۵
خودکارآمدی	۲/۸۲	۸/۵۵	۵۵/۷

جدول ۴: ماتریس ساختار مجموعه ۳۳ سؤالی با شیوه واریماکس

گویه ها	برنامه ریزی	خودکارآمدی	تلاش	خودارزیابی
۴	۰/۷۴			
۷	۰/۷			
۸	۰/۶۹			
۵	۰/۶۸			
۳	۰/۶۸			
۹	۰/۶۳			
۶	۰/۶۲			
۱	۰/۵۶			
۲	۰/۵۲			
۱۰	۰/۴۵			
۱۲	۰/۴۳			
۱۳	۰/۳۷			
۳۳		۰/۶۹		
۲۷		۰/۶۶		
۲۸		۰/۶۵		
۳۰		۰/۶۵		
۳۱		۰/۵۸		
۲۹		۰/۵۸		
۳۲		۰/۵۵		
۲۶		۰/۴۹		
۱۷			۰/۶۳	
۱۹			۰/۶	
۱۱			۰/۵۵	
۱۵			۰/۵۴	
۲۳			۰/۵۳	
۱۸			۰/۴۲	
۱۴			۰/۴	
۲۲			۰/۳۹	
۱۶			۰/۳۸	
۲۰				۰/۷۹
۲۱				۰/۶۸
۲۴				۰/۶۴
۲۵				۰/۶



شکل ۱: نمودار ۴ عاملی چرخش یافته ارزش ویژه (اسکری)

جدول ۵: شاخص برازندگی مدل تحلیل عاملی تأییدی عوامل چهارگانه پرسشنامه خودتنظیمی

راه حل	$\chi^2$	df	$df/\chi^2$	P	GFI	AGFI	CFI	RMSEA
چهار عاملی	۲۱۰۴۵/۴۵	۱۰۲۴	۱/۹۸۵	۰/۰۱۲	۰/۹۵	۰/۸۹	۰/۹۴	۰/۰۷

جدول ۶: مقایسه گروه دختر و پسر در مقیاس خودتنظیمی و خرده مقیاس‌های آن

منبع	جنس	تعداد	میانگین	انحراف معیار	مقدار (T)	P-Value
برنامه‌ریزی	دختر	۱۹۶	۲/۸۵	۱/۵۶۰	۰/۹	۰/۳۶
	پسر	۱۳۳	۲/۷۹	۰/۴۷		
خودارزیایی	دختر	۲۰۱	۲/۷۴	۰/۵۱	-۰/۲۶	۰/۷۹
	پسر	۱۳۵	۲/۷۶	۰/۴۹		
تلاش	دختر	۲۰۰	۲/۸۱	۰/۴۸	۰/۲۱	۰/۸۳
	پسر	۱۳۳	۲/۸	۰/۴۷		
خودکارآمدی	دختر	۲۰۱	۲/۶۸	۰/۵۱	-۱/۰۳	۰/۳۱
	پسر	۱۳۵	۲/۷۴	۰/۴۵		
نمره کلی خودتنظیمی	دختر	۱۸۷	۲/۷۷	۰/۴۴	-۰/۲۲	۰/۸۲
	پسر	۱۲۸	۲/۷۸	۰/۳۵		

## بحث

خودنظم دهی یکی از عوامل مؤثر بر پیشرفت تحصیلی دانشجویان است و همین امر موجب تفاوت‌های فردی در امر تحصیل می‌شود (۱۲). در این راستا سنجش خصایصی همچون خودنظم دهی از اهمیت بالایی برخوردار است. بنابراین تهیه ابزاری که دارای روایی و پایایی بالایی باشد، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. ابزار مورد بررسی در پژوهش حاضر، پرسشنامه خودنظم دهی ائل و هانگ (۱۱) بود که بر روی یک نمونه دانشجویان پزشکی دانشگاه علوم پزشکی تهران اجرا شد.

ملاک پایایی مقیاس حاضر، ضریب آلفای کرونباخ، بازآزمایی و همبستگی درونی بود که پایایی بالای ابزار حاضر را نشان دادند. همان طور که ملاحظه می‌شود میان مؤلفه‌های مقیاس خودنظم دهی با نمره کلی خودنظم دهی رابطه مثبت و معنادار بالایی وجود دارد که نشان دهنده این مطلب است که افراد با خودنظم دهی از سطوح بالای خودکارآمدی، تلاش در جهت رسیدن به هدف با برنامه مشخص و خود ارزیابی پی در پی در جهت اصلاح فرایند تلاش برخوردار می‌باشند. بنابراین دو عامل فراشناخت و انگیزش در کنار یکدیگر موجب شکل گیری خودنظم دهی در افراد می‌شود (۱۳).

در این مطالعه، تحلیل عاملی تأییدی (CFA) از ساختار چهار عاملی مقیاس خودتنظیمی حمایت می‌کند که مطابق نظر هانگ و ائل (۷) است و از طریق تحلیل عاملی اکتشافی (EFA) نشان داده شد که مقیاس حاضر و عوامل چهارگانه آن قادر به توجیه ۵۵/۷ درصد از واریانس هستند که نشان دهنده آن است که تمامی چهار عامل در مطالعه حاضر از ثبات درونی خوبی برخوردارند.

نتایج آزمون تی مستقل برای بررسی تفاوت دو جنس در نمره کلی خودنظم دهی و خرده مقیاس‌های خودنظم دهی نشان داد که دو جنس، تفاوت معنی‌داری در نمره کلی خودنظم دهی و خرده مقیاس‌های آن ندارند و نمره میانگین ایشان در خرده مقیاس‌ها و نمره کلی تفاوت معناداری با هم ندارد. نتایج حاضر هم‌راستا با یافته‌های هانگ و همکاران (۱۴)

است اما یافته‌های حاضر مغایر با یافته‌های کاربوگل و یوزنریوک و آیدین (۱۵)، زیمیرمن و مارتین- پونز (۱۶) است. ایشان در مطالعات خود دریافتند که خودنظم دهی میان دختران و پسران تفاوت معنی‌داری دارد و دختران نمره بالاتری در راهبردهای شناختی و فراشناختی و مدیریت زمان دارند و این تفاوت نتایج احتمالاً به علت ویژگی‌های جمعیت شناختی نمونه حاضر و تحصیلات ایشان است که قابل بررسی است.

بنابر این از آنجایی که مقیاس خودنظم دهی هانگ و ائل در نمونه ایرانی مورد تأیید قرار گرفت، می‌توان برای اعتباریابی ابزارهای دیگر خودنظم دهی و خودنظم دهی تحصیلی از آن به عنوان یک ابزار ملاک و فرم موازی استفاده نمود.

با توجه به اهمیت ارتقاء سطح علمی دانشجویان و آماده کردن ایشان، به ویژه دانشجویان پزشکی، برای یادگیری مادام‌العمر، نیاز به آموزش و ارتقاء مهارت‌های خودنظم دهی در آن‌ها داریم (۱۷، ۱۸). تا بدین وسیله و با ارتقاء مهارت حاضر بتوانند آموزش مداوم اثربخشی داشته باشند. بنابر این هر گونه آموزش چه در مرحله شناسایی مهارت‌های پایه قبل از آموزش و چه در مرحله شناسایی میزان بهبود مهارت‌ها و اثربخشی آموزش، بعد از آموزش، به ابزاری برای سنجش و ارزیابی نیاز دارد. بدین ترتیب پژوهشگران می‌توانند برای بررسی خودنظم دهی، با استفاده از ابزارهای مختلف اعتباریابی شده، به سنجش و اندازه‌گیری بپردازند که یکی از این ابزارهای در دسترس پرسشنامه مورد بررسی در این مقاله است که مهارت خودنظم دهی را با آن می‌توان با استناد به مقیاس اعتباریابی شده مورد سنجش و اندازه‌گیری قرار داد.

از جمله محدودیت‌های پژوهش حاضر محدود بودن نمونه پژوهش حاضر به دانشجویان دانشگاه علوم پزشکی تهران است. بنابر این پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی نمونه پژوهشی از دانشجویان سایر دانشگاه‌ها نیز انتخاب شود تا نتایج از روایی بیرونی بالاتری برخوردار باشد و همچنین بتوان مقایسه‌ای بین خودنظم دهی دانشجویان در سایر دانشگاه‌های



مقیاس را تأیید کرد. بنابر این یافته‌های پژوهش حاضر شواهد مطلوبی را در تأیید روایی و پایایی مقیاس خودنظم دهی نشان داد. بنابر این پیشنهاد می‌شود مشاوران مراکز آموزشی و کارشناسان آموزشی برای بررسی تفاوت‌های افراد در وضعیت تحصیلی و ارتقاء سطح پیشرفت تحصیلی ایشان با کمک مقیاس حاضر به سنجش میزان خودنظم دهی فراگیران بپردازند (۱۹) و در صورت نقصان خصیصه حاضر به آموزش مهارت‌های شناختی و فراشناختی و ارتقاء مهارت خودنظم دهی در فراگیران اقدام کنند (۲۰).

#### سپاس و قدردانی

این مقاله نتیجه طرح تحقیقاتی مصوب دانشگاه علوم پزشکی و خدمات بهداشتی - درمانی تهران به شماره قرارداد ۱۱۱۴۵-۷۶-۰۲-۸۹ است.

#### References

- 1- Bandura A. Social cognitive theory: An agentic perspective. *Annual Review of Psychology*. 2001; (52): 1- 26.
- 2- Schunk DH. Self-regulated learning: The educational legacy of Paul R. Pintrich. *Educational Psychologist*. 2005; 40(2): 85-94.
- 3- Zimmerman BJ. Social cognitive view of self-regulated academic learning. *Journal of Educational Psychology*. 1989; 81(3):329-339.
- 4- Zimmerman BJ. Investigating self-regulation and motivation: Historical, background, methodological developments, and future prospects. *American Educational Research Journal*. 2008; (45): 166-183.
- 5- Schunk D. Social-cognitive theory and self-regulated learning. In B. Zimmerman & D. Schunk (Eds.), *Self-regulated learning and*

علوم پزشکی کشور انجام داد. از سویی پیشنهاد می‌شود در کنار بررسی حاضر به مطالعه تأثیر خصیصه حاضر در ارتقاء پیشرفت تحصیلی دانشجویان پرداخته شود و در صورت امکان به آموزش مهارت‌های مورد نیاز برای ارتقاء خودنظم دهی در دانشجویان علوم پزشکی پرداخت.

#### نتیجه‌گیری

این پژوهش که با هدف بررسی روایی مقیاس خودنظم دهی انجام شد، نشان داد که ضریب آلفای کرونباخ محاسبه شده برای ۳۴ پرسش و بازآزمایی آن پس از دو هفته در یک نمونه ۳۳۶ نفری، پایایی پرسشنامه را مطلوب نشان داد. تحلیل عاملی مؤلفه اصلی و چرخش واریماکس به استخراج چهار عامل (برنامه‌ریزی، خودارزیابی، تلاش و خودکارآمدی) منجر شد. تحلیل عاملی تأییدی وجود چهار عامل اصلی

- academic achievement: Theoretical perspectives 2<sup>nd</sup> ed. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum. 2001.
- 6- Zimmerman B. Academic studying and the development of personal skill: A self-regulatory perspective. *Educational Psychologist*. 2000; 33(213): 73-86.
  - 7- Hong E, O'Neil HF. Construct validation of a trait self-regulation model. *International Journal of Psychology* 2001, 36 (3): 186-194.
  - 8- Zimmerman, B.J. Development of self-regulated learning: Which are the key sub-processes? *Contemporary Educational Psychology*. 1986; 16(4): 307-313.
  - 9- Zimmerman, B.J. Self-regulating academic learning and achievement: The emergence of a social cognitive perspective. *Educational Psychology Review*. 1990; (2): 173-201.

- 10- Krejcie RV & Morgan DW. Determining sample size for research activities. *Educational and Psychological Measurement*. 1998; (30): 607-610.
- 11- Homan, H.A, *Multivariate analysis in behavioral research*, Tehran, Parsa Press. 2001. [Persian]
- 12- Schunk DH. Commentary on self-regulation in school contexts. *Learning and Instruction*. 2005; (34): 173 – 177.
- 13- Duckworth AL, Grant H, Loew B, Oettingen. Self-regulation strategies improve self-discipline in adolescents: Benefits of mental contrasting and implementation intentions, *Educational Psychology*. 2011; 31(1): 17–26
- 14- Hong, E. Differential stability of individual differences in state and trait test anxiety. *Learning and Individual Differences*. 1998; ( 10): 51–69.
- 15- Kadiolu, C, Uzutiryaki E, Çapa aydin Y. Development of Self-Regulatory Strategies Scale (SRSS), *Education and Science*. 2011; 36(160): 11-23
- 16- Zimmerman, B.J. & Martinez-Pons, M. Student differences in self-regulated learning: Relating grade, sex, and giftedness to self-efficacy and strategy use. *Journal of Educational Psychology*. 1990; 82(1): 51-59.
- 17- Ramdass, D. & Zimmerman, B. Developing self-regulation skills: The important role of homework. *Journal of Advanced Academics* 2011; 22(2): 194–218.
- 18- Cleary TJ, Zimmerman BJ. Self-regulation empowerment program: A school-based program to enhance self-regulated and self motivated cycles of student learning. *Psychology in the Schools*. 2004; 41(5): 537–550.
19. Boekaerts M, Corno L. Self-regulation in the classroom: A perspective on assessment and intervention. *Applied Psychology*. 2005; 54(2): 199–231
- 20- Wolters C. Regulation of motivation: Evaluating an under emphasized aspect of self-regulated learning. *Educational Psychologist* 2003. 38(4), 189–205.

## *Exploring the validity, reliability and factor analysis of self-regulation scale for medical students*

*S Borjalilu (MS, PhD)<sup>1</sup>, R Mojtahedzadeh (MD, MPH, PhD)<sup>2</sup>, A Mohammadi (MD, MPH, PhD)<sup>3\*</sup>*

*1- Virtual school, Tehran University of Medical Sciences, Tehran, Iran*

*2- Virtual school, Tehran University of Medical Sciences, Tehran, Iran*

*3- Center for Educational Research in Medical Sciences, Tehran University of Medical Sciences, Tehran, Iran*

*Received: 4 Sep 2012*

*Accepted: 8 Apr 2013*

### *Abstract*

**Introduction:** self-regulation is an important construct in motivation through which the students regulate their learning meta-cognition. Self-regulation is one of the most important predictive factors of academic achievement. Therefore evaluating academic self-regulation in learners is critical. The aim of this study was to develop validity and to determine the factors structure a self-regulation scale.

**Methods:** We validated the 34-items of Hong and O'Neil self-regulation scale. The scale consisted of four factors: effort, self-checking, self-efficacy, and planning. The score was translated, back translated and checked by several experts. 336 medical students were chosen through multiple steps random sampling and completed the questionnaire. We analyzed the data using SPSS and LISREL software using exploratory and confirmatory factor analysis methods.

**Results:** Principle component analysis revealed that self-regulation scale consists of four factors. The scale accounted for %55 of variance. Confirmatory factor analysis showed that all of the factors confirmed with data.

**Conclusion:** This scale is a valid and reliable instrument in assessing Iranian students', especially medical students', self-regulation.

**Keywords:** Self-regulation, reliability, validity, exploratory factor, confirmatory factor, analysis

\*Corresponding author's email: [aeen\\_mohammadi@tums.ac.ir](mailto:aeen_mohammadi@tums.ac.ir)

*This paper should be cited as:*

Borjalilu S, Mojtahedzadeh R, Mohammadi A. *Exploring the validity, reliability and factor analysis of self-regulation scale for medical students*. Journal of Medical Education and Development. 2013; 8(2): 25-35