

بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس خودناتوان‌سازی

محمد سیدصالحی^۱

علی دلاور^۲

تاریخ دریافت: ۹۴/۰۳/۰۴

تاریخ پذیرش: ۹۴/۰۵/۰۸

چکیده

هدف: هدف پژوهش حاضر بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس خودناتوان‌سازی به‌عنوان یک ابزار مناسب جهت اندازه‌گیری میزان خودناتوان‌سازی دانشجویان است. **روش:** جامعه آماری موردنظر همه دانشجویان شهر تهران بود که از بین آنان تعداد ۵۲۰ نفر از چهار دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، آزاد اسلامی واحد تهران جنوب و پیام نور، در رشته‌های مختلف و به روش در دسترس به‌عنوان نمونه انتخاب شدند. مقیاس خودناتوان‌سازی (جونز و رودوالد، ۱۹۸۲) به‌عنوان ابزار پژوهش به کار گرفته شد. برای بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس خودناتوان‌سازی به تعیین روایی محتوایی، روایی سازه و همچنین پایایی این آزمون پرداخته شد. **یافته‌ها:** روایی محتوایی این مقیاس که توسط ۵ تن از متخصصان مورد تأیید قرار گرفت. در تحلیل عاملی اکتشافی سؤالات مقیاس روی سه عامل بار شدند و نتایج تحلیل عاملی تأییدی نشان داد که این مدل سه عاملی با داده‌ها برازش دارد. همسانی درونی عوامل با کل مقیاس بسیار بالا بود و همچنین تحلیل سؤالات حاکی از همسانی درونی بالا بین سؤالات و کل مقیاس بود. میزان پایایی با روش آلفای کرونباخ ۰/۹۱۸ و با روش دونیمه کردن ۰/۷۶۷ به دست آمد. **بحث و نتیجه‌گیری:** مقیاس خودناتوان‌سازی دارای ویژگی‌های روان‌سنجی مطلوبی برای جامعه دانشجویان می‌باشد. پایایی این مقیاس بسیار بالا بوده و مدل سه عاملی مطرح‌شده در پژوهش از روایی سازه مناسبی برخوردار است که به پژوهشگران کمک می‌کند تا بتوانند با استفاده از این ابزار به‌ویژه در جامعه دانشجویان به اندازه‌گیری متغیر خودناتوان‌سازی بپردازند.

واژگان کلیدی: پایایی، خودناتوان‌سازی، روایی سازه، روایی محتوایی، همسانی درونی

۱. کارشناسی ارشد رشته سنجش و اندازه‌گیری دانشگاه علامه طباطبائی (نویسنده مسئول)

Mohammad.salehi20@yahoo.com

۲. استاد آمار و روش تحقیق دانشگاه علامه طباطبائی delavarali@yahoo.com

مقدمه

خودناتوان‌سازی انجام یا قصد به انجام دادن مجموعه رفتارهایی است که به‌منظور بیرونی جلوه دادن شکست‌ها و درونی جلوه دادن پیروزی‌ها به کار می‌رود و شخص خود را از گزند آسیب‌های احتمالی شکست برهاند (برگلاس و جونز^۱، ۱۹۷۸؛ به نقل از الف: حیدری، خداپناهی و دهقانی، ۱۳۸۸).

در تلاش‌های انجام‌شده برای تبیین پدیده خودناتوان‌سازی چند نظریه مطرح شده است از جمله: ۱- نظریه خودارزشی^۲ (کاوینگتون^۳، ۱۹۸۴)، ۲- نظریه هدف^۴ (مارتین^۵، ۲۰۰۰)، ۳- نظریه انگیزش اجتنابی^۶ (میدگلی، کاپلان و میدلتون^۷، ۲۰۰۱) و ۴- نظریه نیاز به پیشرفت^۸ (کاوینگتون، ۱۹۹۲؛ به نقل از یوسفی، شیربگی و صالحی، ۱۳۹۰). کاوینگتون که نظریه خودارزشی را در سال ۱۹۹۲ بیان کرده است، خودناتوان‌سازی را وارد عرصه آموزش کرد و چنین می‌پنداشت که خودناتوان‌سازی تحصیلی شامل رفتارهایی است که یادگیرندگان عموماً برای حفاظت خود از شکست‌های تحصیلی پیش‌رو به کار می‌گیرند (کاوینگتون، ۱۹۹۲؛ به نقل از یوسفی، شیربگی و صالحی، ۱۳۹۰). به اعتقاد او رفتارهای خودناتوان‌ساز اغلب در موقعیت‌هایی که احساس خودارزشی افراد مورد تهدید قرار می‌گیرد بروز می‌کنند و این موقعیت‌ها در مدارس و دانشگاه‌ها به‌وفور یافت می‌شوند (کاوینگتون، ۱۹۹۲؛ به نقل از فاتحی زاده، رئیسی، امامی و جزایری، ۱۳۸۷).

پرداختن به خودناتوان‌سازی از آن جهت حائز اهمیت است که بسیاری از رفتارهای مخرب و فاقد کارآیی را در فراگیرندگان نظام آموزشی تقویت می‌کند و باعث می‌شود تا آنان به‌جای استفاده از راهکارهای سازنده و مؤثر جهت رفع مشکلات آموزشی به انجام رفتارهایی حاکی از انکار مسئله پیش‌روی پردازند. این رفتار در شرایطی که فرد ترس از

-
1. Berglas, & Jones
 2. Self-worth
 3. Covington
 4. goal-theory
 5. Martin
 6. Avoidance-motive
 7. Midgly, Kaplan, & Middleton
 8. Need to achievement

ارزیابی شدن داشته باشد بیشتر رخ می‌دهد و باعث می‌شود تا فرد هر چه بیشتر از واقعیت روبرویش فاصله بگیرد (کوپزینسکی و اسمیت^۱، ۲۰۱۵).

خودناتوان‌سازی هنگامی رخ می‌دهد که فرد عزت‌نفس خویش را در معرض خدشه‌دار شدن می‌بیند و برای اینکه مقصر اصلی شناخته نشود عوامل خارجی دیگری را به‌عنوان دلیل اصلی اتفاقات پیش می‌کشد (شپرد و آرکین^۲، ۱۹۸۹). بر همین اساس است که آزمون عزت‌نفس روزنبرگ در برخی پژوهش‌ها به‌منظور سنجش روایی همگرا در مورد مقیاس خودناتوان‌سازی به کار می‌رود (ب: حیدری و همکاران، ۱۳۸۸). خودناتوان‌سازی به شکل‌های مختلف رفتاری بروز پیدا می‌کند، همچون استفاده از الکل یا مواد، ظفره رفتن یا به تعویق انداختن کارها، خودداری عمدی از تلاش و امتناع از انجام وظایف تحصیلی، تظاهر به عدم تلاش و رفتار ازهم‌گسیخته (رئیس، ۱۳۸۳؛ به نقل از فاتحی زاده و همکاران، ۱۳۸۷).

پژوهش‌ها نشان داده‌اند که خودناتوان‌سازی با سازه‌های مختلفی در ارتباط است از جمله: میزان اعتمادبه‌نفس (کادویل، جرنیگون و مارتین‌گینیس^۳، ۲۰۱۱؛ تولیتی، ۱۳۹۰)، کمال‌گرایی (هابدن و پلینر^۴، ۱۹۹۵؛ نیکنام، حسینیان و یزدی، ۱۳۸۹)، نگرش به پژوهش (یوسفی، شیربگی و صالحی، ۱۳۹۰)، شیوه‌های فرزندپروری (وانت و کلیتمن^۵، ۲۰۰۶؛ ب: حیدری و همکاران، ۱۳۸۸)، ویژگی‌های شخصیتی (راس، کانادا و راوش^۶، ۲۰۰۲؛ فاتحی‌زاده، رئیس، امامی و جزایری، ۱۳۸۷)، انگیزش پیشرفت تحصیلی (چن، وو، کی، لین و شوی^۷، ۲۰۰۹؛ اوموندسن^۸، ۲۰۰۱)، عزت‌نفس (لویین، سیری و آلمونت^۹، ۲۰۱۰؛ تولیتی، ۱۳۹۰)، خودکارآمدی (اسمیت، سینکلیر و چاپمن^{۱۰}، ۲۰۰۲؛ پولفورد، جانسن و

1. Kopczyński, & Smith
2. Shepperd, & Arkin
3. Coudeville, Gernigon, & Martin Ginis.
4. Hobden, & Pliner
5. Want, & Kleitman
6. Ross, Canada, & Rausch
7. Chen, Wu, Kee, Lin, & Shui.
8. Ommundsen
9. Lupien, Seery, & Almonte.
10. Smith, Sinclair, & Chapman

آوایدا^۱، ۲۰۰۵)، تفاوت‌های جنسیتی (مک کرا، هرت و میلنر^۲، ۲۰۰۸؛ ب: حیدری و همکاران، ۱۳۸۸)، بدبینی دفاعی (مارتین، مارش و دبوس^۳، ۲۰۰۳)، بزرگ‌نمایی درد (اویسال و لو^۴، ۲۰۱۰) و قبولی در آزمون کارشناسی ارشد (یوسفی و شیربگی، ۱۳۹۱).

برای اندازه‌گیری و سنجش هر متغیر به یک ابزار اندازه‌گیری نیاز است تا وقتی که مفاهیم نظری قابل اندازه‌گیری یا کمی شدن نباشند، کشف قوانین و روابط علمی به‌منظور پیش‌بینی پدیده‌ها امکان‌پذیر نیست (چادها^۵، ۲۰۰۹). سنجش ویژگی‌های یک ابزار اندازه‌گیری بارها و بارها می‌تواند صورت بگیرد زیرا ویژگی افراد جامعه و شرایط اجرای ابزار تفاوت زیادی با یکدیگر دارند و با انجام یک بررسی نمی‌توان به کفایت ویژگی‌های روان‌سنجی ابزار پی برد (مارکوس و بورسبوم^۶، ۲۰۱۳). به همین دلیل مقیاس خودناتوان‌سازی مجدداً در این پژوهش بررسی شد. از این مقیاس در پژوهش حسینیان، نیکنام و یزدی (۱۳۸۹) استفاده شد که میزان همسانی درونی آن از طریق آلفای کرونباخ ۰/۶۹ به دست آمد و روایی محتوایی آن نیز توسط ۵ نفر متخصص مورد تأیید قرار گرفت. رودوال^۷ (۱۹۹۰) پایایی مقیاس را به روش بازآزمایی سنجید که از میزان مناسبی برخوردار بود و روایی همگرا و واگرا نیز برای آن برقرار بود. در این مورد از مقیاس ۲۵ ماده‌ای خودناتوان‌سازی به‌منظور سنجش گرایش افراد به استفاده از راهبردهای عدم تلاش، تمارض، اهمال‌کاری، آشفتگی هیجانی و نگرانی در مورد پیشرفت استفاده شد. همچنین رودوال^۸ ساختار عاملی این مقیاس را بررسی کرد که دو عامل عذرتراشی^۸ و تلاش^۹ از طریق ۱۴ ماده به دست آمد. عامل عذرتراشی تمایل افراد به ارائه بهانه‌های مختلف قبل از مورد ارزیابی قرار گرفتن توسط دیگران و عامل تلاش بیانگر سعی نکردن عامدانه افراد در

1. Pulford, Johnson, & Awaida.

2. McCrea, Hirt, & Milner.

3. Martin, Marsh, & Debus

4. Uysal, & Lu

۵. Chadha

۶. Markus, & Borsboom

7. Rhodewalt

8. excuse making

9. effort

مواقعی که نیاز به تلاش دارند اشاره می‌کند. در اصطلاح به عامل اول خودناتوان‌سازی ادعایی و به عامل دوم خودناتوان‌سازی رفتاری گفته می‌شود. نسخه ۲۵ ماده‌ای و نسخه تجدیدنظر شده ۱۴ ماده‌ای این مقیاس در پژوهش‌های مختلف استفاده شده که سودمندی آن در عمل گزارش شده است (به نقل از الف: حیدری و همکاران، ۱۳۸۸).

این ابزار توسط حیدری و همکاران (الف: ۱۳۸۸) روی یک نمونه ۶۵۰ نفری از دانشجویان کارشناسی دانشگاه‌های سراسری ایران اجرا شده است و فرم هنجار شده ایرانی آن به ۲۳ سؤال تقلیل یافته است. روایی سازه این مقیاس با استفاده از تحلیل عامل اکتشافی مورد بررسی قرار گرفته است که سه عامل «خلق منفی»، «تلاش» و «عذر تراشی» از آن استخراج شدند. دامنه ضرایب پایایی خرده مقیاس‌ها به روش آلفای کرونباخ از ۰/۶۰ تا ۰/۷۲ و برای کل مقیاس برابر با ۰/۷۷ بود.

کاترین ولارنس^۱ در سال ۱۹۹۹ همبستگی این آزمون را با سازه‌های مرتبط همچون عذر تراشی و میزان تلاش در بین ۲۴۵ نفر مورد بررسی قرار دادند که میزان آن بین ۰/۲۷ تا ۰/۶۰ به دست آمد و همسانی درونی مقیاس نیز بین ۰/۳۸ تا ۰/۷۰ بود (به نقل از الف: حیدری و همکاران، ۱۳۸۸).

با توجه به نقش تأثیرگذار خودناتوان‌سازی تحصیلی بر کیفیت عملکرد تحصیلی یادگیرندگان و در نتیجه کیفیت نظام آموزشی، پژوهش حاضر قصد دارد تا با بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس خودناتوان‌سازی به عنوان یک ابزار مناسب جهت اندازه‌گیری میزان خودناتوان‌سازی دانشجویان دست یابد تا اشخاص با شناخت هر چه بهتر و تشخیص هر چه دقیق‌تر آن، با راهکارهایی خردمندانه برای کاهش و جلوگیری از شیوع این پدیده گام بردارند.

روش

پژوهش حاضر به لحاظ هدف از نوع توسعه‌ای و به لحاظ روش پیمایشی است. هدف اصلی این پژوهش بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس خودناتوان‌سازی به‌عنوان ابزاری برای اندازه‌گیری این سازه بود.

جامعه، نمونه و روش نمونه‌گیری

جامعه آماری پژوهش شامل کلیه دانشجویان مقطع کارشناسی و کارشناسی ارشد شهر تهران بود که در سال تحصیلی ۹۳-۱۳۹۲ مشغول به تحصیل بوده‌اند. شیوه نمونه‌گیری به این صورت بود که ابتدا از بین دانشگاه‌های شهر تهران، دانشگاه‌های علامه طباطبائی، پیام نور واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد واحد تهران جنوب و دانشگاه تهران به‌صورت تصادفی انتخاب شدند. در مرحله بعدی از بین دانشگاه‌های مذکور تعدادی از دانشجویان از رشته‌های مختلف به‌صورت در دسترس انتخاب شدند و پرسشنامه موردنظر بر روی آن‌ها اجرا شد. لازم به ذکر است حجم نمونه مورد مطالعه ۵۲۰ نفر در نظر گرفته شد که از کفایت لازم برخوردار بوده است.

ابزار

ابزار مورد استفاده در این پژوهش آزمون خودناتوان‌سازی برگلاس و جونز (۱۹۷۸) بود. نسخه اصلی این آزمون که توسط جونز و برگلاس تدوین شده است دارای ۲۵ سؤال است. نمره‌گذاری مقیاس خودناتوان‌سازی به‌صورت یک طیف ۶ درجه‌ای است که با کاملاً مخالفم (۰)، تقریباً مخالفم (۱)، کمی مخالفم (۲)، کمی موافقم (۳)، تقریباً موافقم (۴) و کاملاً موافقم (۵) نمره‌گذاری می‌شود. فرم هنجار شده ایرانی آن توسط حیدری و همکاران (الف) به ۲۳ سؤال تقلیل یافته است. پایایی عوامل آزمون با آلفای کرونباخ بین ۰/۳۸ تا ۰/۷۰ (کاترین ولارنس، ۱۹۹۹) و ۰/۶۰ تا ۰/۷۲ (الف: حیدری و همکاران، ۱۳۸۸) به‌دست آمده است. همچنین پایایی کل مقیاس به‌وسیله آلفای کرونباخ ۰/۶۹ (نیکنام و همکاران، ۱۳۸۹) و ۰/۷۷ (الف: حیدری و همکاران، ۱۳۸۸) گزارش شده است. پایایی این ابزار در پژوهش حاضر به روش آلفای کرونباخ ۰/۹۱۸ به دست آمد.

شیوه اجرا

پس از تهیه پرسشنامه، سؤالات زیر هم در یک صفحه قرار گرفتند تا آزمودنی‌ها با سهولت بیشتری به آن پاسخ دهند. نسخه آزمون به صورت گروهی و توسط خود پژوهشگر توزیع و جمع‌آوری شد. آزمون در دانشگاه‌های مورد نمونه‌گیری اجرا شد و محدودیت زمانی خاصی برای پاسخگویی به سؤالات وجود نداشت.

شیوه تحلیل

برای بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس خودناتوان‌سازی به تعیین روایی محتوایی، روایی سازه و همچنین پایایی این آزمون پرداخته شد.

یافته‌ها

پس از جمع‌آوری پرسشنامه مورد نظر از نمونه ۵۲۰ نفری مذکور متشکل از ۲۴۸ مرد (۴۷ درصد) و ۲۷۲ زن (۵۳ درصد)، از میان شاخص‌های گرایش مرکزی شاخص میانگین و از بین شاخص‌های پراکندگی انحراف استاندارد محاسبه شد. میانگین برای عامل اول ۳/۵۸، برای عامل دوم ۳/۵۱ و برای عامل سوم ۳/۰۷ به دست آمد. همچنین انحراف استاندارد عامل اول ۱/۰۸، عامل دوم ۱/۲۸ و عامل سوم ۱/۱۵ به دست آمد.

برای بررسی روایی محتوایی از نظر متخصصان استفاده شد. به همین جهت مقیاس خودناتوان‌سازی به ۵ تن از اعضای هیئت علمی دانشکده‌های روان‌شناسی و علوم تربیتی دانشگاه‌های علامه طباطبائی، آزاد تهران جنوب و پیام نور ارائه شد تا از نظرات آنان در مورد این آزمون اطلاع به دست آید. متخصصان نظرات کلی خود را در یک طیف لیکرت ۵ تایی از بسیار نامطلوب تا بسیار مطلوب ارائه دادند که میزان همبستگی نظرات از طریق ضریب توافق کندال (W) ۰/۶۵ به دست آمد که قابل قبول بود؛ بنابراین همگی بر وجود روایی محتوایی در این آزمون اذعان داشتند.

برای بررسی روایی سازه روش‌های تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی و همچنین روش همسانی درونی عوامل و کل مقیاس مورد استفاده قرار گرفت. در تحلیل عاملی اکتشافی،

عوامل از روش محوره‌های اصلی^۱ استخراج شدند. همچنین به فرض اینکه مؤلفه‌های خودناتوان‌سازی مستقل از هم هستند، چرخش واریماکس^۲ به کار گرفته شد. جدول ۱. بارهای عوامل استخراج‌شده از تحلیل عاملی اکتشافی به روش محوره‌های اصلی (بارهای عاملی کمتر از ۰/۴ نشان داده نشده‌اند)

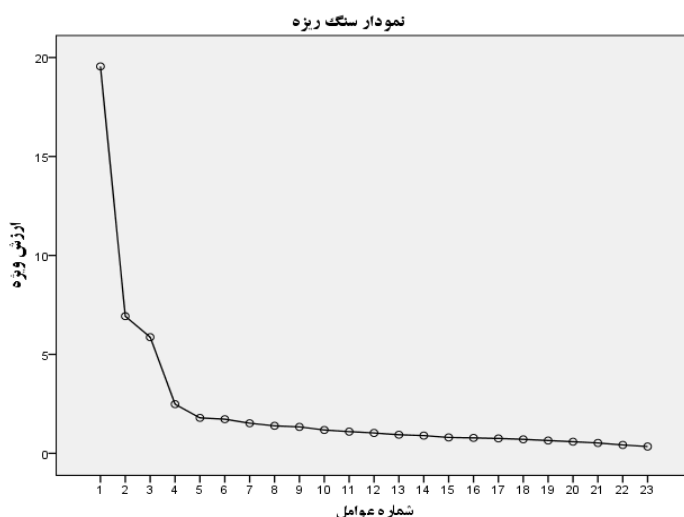
گویه‌ها	خلاصه عبارات	بار عاملی			درصد واریانس	ارزش ویژه
		خلق منفی	تلاش	عذر تراشی		
۲۳	دشوار نمودن کارهای آسان در صورت احساس افسردگی	۰/۸۰۳				
۸	حواس‌پرتی هنگام مطالعه	۰/۷۵۹				
۱۹	باور به بدشانسی بیش از حد معمول در فعالیت‌های رقابتی	۰/۷۵۰				
۹	رنجیدن از بازنده شدن و عدم شرکت در فعالیت‌های رقابتی	۰/۷۴۱				
۷	احساس اضطراب پیش از امتحان یا انجام کار	۰/۷۱۲			۳۶/۶۹	۲۱/۱۷
۴	باور به کسل بودن بیشتر از سایرین	۰/۶۷۹				
۲۰	باور به افراط در خوردن و آشامیدن در بسیاری از اوقات	۰/۶۵۸				
۱۵	تمایل به ابتلا به بیماری خفیف و کاهش فشار مسئولیت‌ها	۰/۵۵۷				
۱۳	تأکید بر ایده‌آل‌ترین حالت	۰/۵۲۱				
۲۲	انجام دادن کارها به‌طور مطلوب در صورت وجود نگرانی	۰/۸۳۸				
۵	انجام کارها به بهترین وجه	۰/۸۰۹				
۳	کسب آمادگی بیش از حد برای کارها	۰/۸۰۰			۱۳/۰۰	۲۱/۰۱
۲۱	عدم تداخل مسائل عاطفی به سایر بخش‌های زندگی	۰/۷۹۰				

1. principal axis
2. varimax rotation

		۰/۷۸۱	اطمینان از وجود مقدمات کار پیش از قبول آن	۶
		۰/۷۸۰	دلداری خویش با یادآوری توانایی‌ها در هنگام ضعف	۱۷
		۰/۶۹۵	ترجیح توانایی‌های بالفعل به توانایی‌های بالقوه	۱۰
		۰/۸۰۲	ترجیح لذت‌های کوچک کنونی به لذت‌های بزرگ آینده	۱۲
		۰/۷۸۲	تعویق کارها به آخرین لحظه	۲
		۰/۷۷۹	دلیل تراشی در صورت عدم برآورده شدن انتظارات دیگران	۱۸
۱۱/۰۱	۱۸/۱۳	۰/۷۱۲	باور به کسب نتایج بهتر درازای انجام کار بیشتر	۱۱
		۰/۷۰۲	مقصر دانستن اوضاع در اولین واکنش به اشتباه	۱
		۰/۶۷۶	باور به کسب عملکرد بهتر در صورت عدم تأثیرپذیری از عواطف	۱۶
		۰/۶۴۱	امید به سرو سامان گرفتن	۱۴

شاخص کفایت نمونه‌برداری^۱ (KMO) برای داده‌ها برابر با ۰/۹۱۲ به دست آمد که دارای کفایت بسیار زیادی است زیرا به مراتب بالاتر از ۰/۷ قرار دارد؛ بنابراین تعداد آزمودنی‌های حاضر برای این پژوهش مناسب است. همچنین در آزمون کرویت بارتلت ($\chi^2 = 7170/54, df = 253, p = 0/0001$) به دست آمد که حاکی از رد شدن فرض صفر است. در آزمون کرویت بارتلت فرض صفر این است که متغیرها فقط با خودشان همبستگی دارند و رد فرض صفر حاکی از این است که ماتریس همبستگی دارای اطلاعات معنی‌دار است و حداقل شرایط لازم برای انجام دادن تحلیل عاملی وجود دارد (سرمد و همکاران، ۱۳۹۰).

۱. Kaiser Meyer Olkin Measure



شکل ۱. نمودار سنگ‌ریزه (scree) مربوط به عوامل استخراج‌شده از مقیاس خودناتوان‌سازی

در ابتدا میزان حداقل بار عاملی $0/3$ تعریف شد اما از آنجا که سؤالات ۴، ۱۰ و ۲۱ دارای بار عاملی اضافه بر روی عاملی غیر از عامل اصلی خود داشتند در ادامه میزان حداقل بار عاملی به $0/4$ تغییر یافت. بعد از مشخص کردن عواملی که از نظر تجربی به یکدیگر تعلق دارند باید کوشید از اشتراک تجربی متغیرهایی که بر عامل معینی بار می‌شوند به استنتاج اشتراک مفهومی نائل آمد. با مراجعه به جدول ۱ ملاحظه می‌شود که سؤالات ۲۳، ۸، ۱۹، ۹، ۷، ۴، ۲۰، ۱۵ و ۱۳ در عامل اول؛ سؤالات ۲۲، ۵، ۳، ۲۱، ۶، ۱۷ و ۱۰ در عامل دوم و سؤالات ۱۲، ۲، ۱۸، ۱۱، ۱، ۱۶ و ۱۴ در عامل سوم بار عاملی بالایی دارند. با توجه به مبانی نظری پژوهش، عامل اول به نام «خلق منفی»، عامل دوم به نام «تلاش» و عامل سوم به نام «عذرتراشی» نام‌گذاری شدند. با توجه به جدول ۱ سه عامل استخراج‌شده در مجموع $60/32$ درصد از واریانس کل مقیاس خودناتوان‌سازی را تبیین می‌کند. همچنین ارزش ویژه عامل خلق منفی $36/694$ ، عامل تلاش $13/003$ و عامل عذرتراشی $11/015$ به دست آمد.

در تحلیل عاملی تأییدی برازش مدل با داده‌ها مدنظر می‌باشد؛ یعنی اینکه تا چه حد یک مدل با داده‌های مربوطه سازگاری و توافق دارد. یکی از آماره‌های مورد استفاده برای

بررسی برازش مدل آماره‌خ‌ی دو است. براساس این آماره فرض صفر این است که مدل به‌طور کامل با داده‌های جامعه برازش دارد (کلانتری، ۱۳۸۷).

جدول ۲. شاخص‌های نیکویی برازش و میزان مطلوبیت آن‌ها

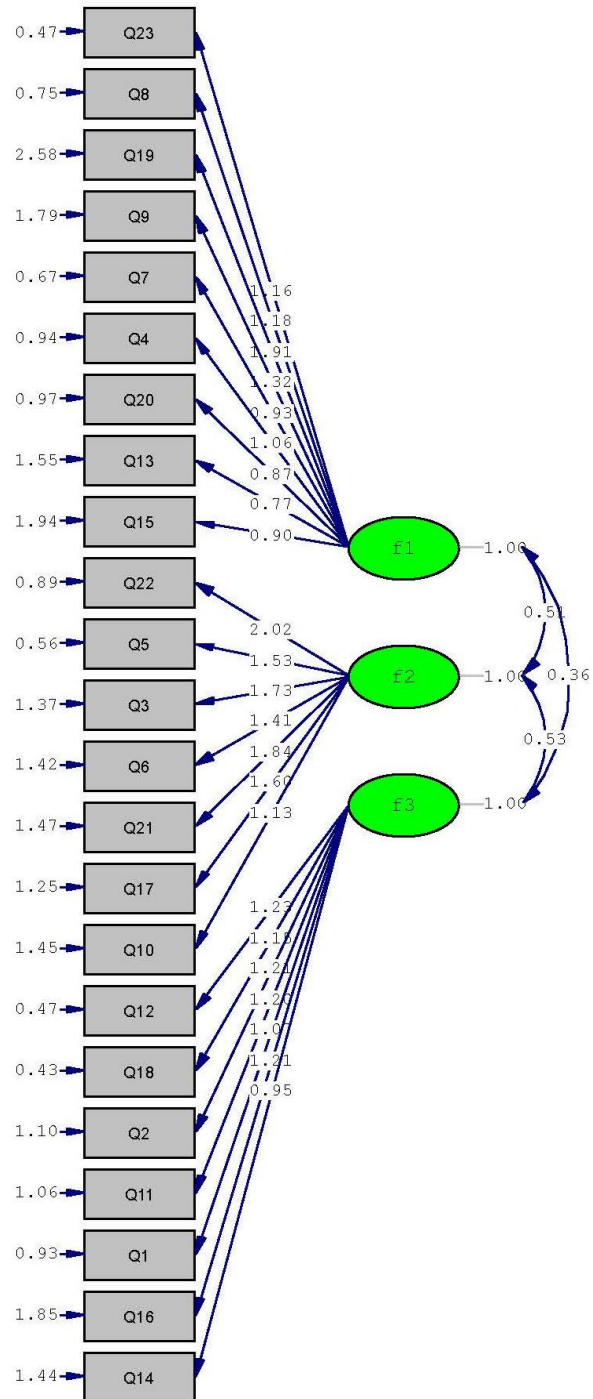
SRMR	RFI	IFI	CFI	NFI	RMSEA	<i>p</i>	<i>df</i>	χ^2
۰/۰۷۴	۰/۹۱	۰/۹۳	۰/۹۳	۰/۹۲	۰/۰۷	۰/۰۰۰۱	۲۲۷	۱۷۸۸/۰۸

جدول ۲ شاخص‌های نیکویی برازش مدل را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود مقدار آماره‌خ‌ی دو اگر تقسیم بر *df* شود نتیجه حاصل در سطح ۰/۰۵ معنادار خواهد شد. درواقع فرض صفر رد می‌شود؛ اما از آنجایی که آماره‌خ‌ی دو تحت تأثیر حجم نمونه قرار دارد اگر حجم نمونه بیشتر از ۲۵۰ نفر باشد می‌توان از معناداری آن صرف‌نظر کرد (حسینی و ابارشی، ۱۳۹۱). طبق جدول ۲ میزان آماره ریشه میانگین توان دوم خطای تقریب (RMSEA) کمتر از ۰/۰۸ و میزان آماره‌های شاخص برازش غیرنرم (NFI)، شاخص برازش مقایسه‌ای (CFI)، شاخص برازش افزایشی (IFI) و شاخص برازش نسبی (RFI) همگی بین ۰/۹ و یک هستند. همچنین میزان استاندارد شده ریشه میانگین توان دوم خطا (SRMR) کمتر از ۰/۰۸ است. درنهایت می‌توان نتیجه گرفت که تمامی شاخص‌های نیکویی برازش به‌جز آماره‌خ‌ی دو به همان دلیلی که ذکر شد، از مطلوبیت خوبی برخوردارند و مدل موردنظر با داده‌ها برازش دارد.

یافته‌های مربوط به فرضیه‌های فرعی: برای بررسی فرضیه‌های فرعی پژوهش بارهای عاملی، شاخص *t* و مجذور همبستگی چندگانه تحلیل عاملی تأییدی مربوط به گویه‌های مقیاس در جدول ۳ آمده‌اند. هر فرضیه فرعی بیانگر آن است که سؤال موردنظر با کل مقیاس رابطه معناداری دارد. با توجه به جدول ۳ بارهای عاملی، شاخص *t* و مجذور همبستگی چندگانه مربوط به تمامی سؤالات در سطح ۰/۰۱ معنادار می‌باشند.

جدول ۳. بارهای عاملی، شاخص t و مجذور همبستگی چندگانه تحلیل عاملی تأییدی مربوط به گویه‌های مقیاس

گویه‌ها	λ	t	R^2	گویه‌ها	λ	t	R^2
۱	۱/۰۷	۱۹/۲۴	۰/۵۵	۱۳	۰/۷۷	۱۲/۴۶	۰/۲۸
۲	۱/۲۱	۱۹/۸۲	۰/۵۷	۱۴	۰/۹۵	۱۵/۲۴	۰/۳۹
۳	۱/۷۳	۲۲/۹۵	۰/۶۹	۱۵	۰/۹۰	۱۲/۹۵	۰/۳۰
۴	۱/۰۶	۱۹/۰۶	۰/۵۴	۱۶	۱/۲۱	۱۶/۵۷	۰/۴۴
۵	۱/۵۳	۲۶/۱۲	۰/۸۱	۱۷	۱/۶۰	۲۲/۵۲	۰/۶۷
۶	۱/۴۱	۲۰/۳۲	۰/۵۸	۱۸	۱/۱۵	۲۴/۴۰	۰/۷۵
۷	۰/۹۳	۱۹/۵۹	۰/۵۶	۱۹	۱/۹۱	۲۰/۰۹	۰/۵۸
۸	۱/۱۸	۲۱/۷۵	۰/۶۵	۲۰	۰/۸۷	۱۶/۴۷	۰/۴۴
۹	۱/۳۲	۱۷/۸۷	۰/۴۹	۲۱	۱/۸۴	۲۳/۱۸	۰/۷۰
۱۰	۱/۱۳	۱۷/۴۶	۰/۴۷	۲۲	۲/۰۲	۲۶/۵۶	۰/۸۲
۱۱	۱/۲۰	۹۴/۱۹	۰/۵۸	۲۳	۱/۱۶	۲۴/۰۲	۰/۷۴
۱۲	۱/۲۳	۲۴/۶۶	۰/۷۶				



شکل ۲. نتایج تحلیل عاملی تأییدی مقیاس خودناتوان‌سازی

همسانی درونی عوامل و کل مقیاس: یکی از روش‌های تعیین روایی سازه همسانی درونی است. از لحاظ نظری، نمرات خرده‌آزمون‌ها باید با نمره کل آزمون همبستگی زیادی داشته باشند، زیرا فرض این است که همه آن‌ها بر روی هم حوزه رفتاری واحدی را اندازه‌گیری می‌کنند. در ضمن، خرده‌آزمون‌ها نباید با یکدیگر همبستگی زیادی داشته باشند، زیرا در چنین حالتی فرض می‌شود که همه آن‌ها یک چیز را اندازه می‌گیرند و لذا تکراری هستند (سیف، ۱۳۸۷). پس فرضیه پژوهشی این قسمت وجود همبستگی بالای عوامل با کل مقیاس و همبستگی پایین‌تر عوامل با یکدیگر می‌باشد.

جدول ۴. ماتریس همبستگی عوامل و کل مقیاس

نمره کل	عذر تراشی	تلاش	خلق منفی	
			۱/۰۰	خلق منفی
		۱/۰۰	۰/۴۶۴	تلاش
	۱/۰۰	۰/۴۲۸	۰/۳۴۹	عذر تراشی
۱/۰۰	۰/۷۳۲	۰/۸۱۰	۰/۷۹۷	کل مقیاس

همان‌طور که در جدول ۴ مشاهده می‌شود همه عوامل دارای همبستگی بالایی با کل مقیاس هستند اما با یکدیگر همبستگی بسیار کمتری دارند که این حاکی از همسانی درونی مناسب عوامل و کل مقیاس می‌باشد و فرضیه پژوهشی در این قسمت تأیید می‌گردد. جهت همبستگی تمام خرده‌مقیاس‌ها با یکدیگر و با کل مقیاس مثبت است که نشان از رابطه مثبت بین آن‌ها دارد و با افزایش یکی از آن‌ها دیگری نیز به ترتیب افزایش و کاهش می‌یابد.

برای بررسی پایایی مقیاس خودناتوان‌سازی از روش همسانی درونی به طریق آلفای کرونباخ و دونیمه کردن آزمون با فرمول اسپیرمن-براون^۱ استفاده شد که نتایج آن در زیر گزارش شده است.

1. Spearman-Brown formula

جدول ۵. آماره‌های پایایی

تعداد سؤالات	از طریق دونیمه کردن	از طریق آلفای کرونباخ	
۹	۰/۸۳۵	۰/۸۸۲	خلق منفی
۷	۰/۹۲۷	۰/۹۲۵	تلاش
۷	۰/۸۶۱	۰/۸۷۷	عذر تراشی
۲۳	۰/۷۶۷	۰/۹۱۸	کل مقیاس

برای بررسی میزان پایایی این آزمون از روش آلفای کرونباخ استفاده شده است. میزان مورد قبول در مورد آلفای کرونباخ حدوداً ۰/۷ می‌باشد که این شاخص در آزمون اخیر برابر با ۰/۶۹۸ و تقریباً معادل ۰/۷ می‌باشد که از کفایت لازم برخوردار است. از آنجا که معمولاً مطالعه تفاوت‌های فردی و در نتیجه تفکیک هر چه بیشتر افراد مدنظر است بنابراین هر چه واریانس کل آزمون و همچنین تک‌تک سؤالات بیشتر باشد آزمون وضعیت مناسب‌تری خواهد داشت. در واقع سؤالی مناسب‌تر خواهد بود که به افزایش واریانس کل آزمون کمک کند، یعنی اگر از مجموعه سؤالات حذف شد، واریانس کل آزمون کاهش پیدا کند (چادها، ۲۰۰۹).

جدول ۶. شاخص‌های پایایی کل سؤالات

سؤال	سؤال	سؤال	سؤال	سؤال	سؤال	سؤال	سؤال	سؤال	سؤال
سؤال	سؤال	سؤال	سؤال	سؤال	سؤال	سؤال	سؤال	سؤال	سؤال
۱	۴۰۵/۳۹	۰/۵۳۶	۰/۹۱۶	۰/۵۰۴	۱۳	۴۱۴/۸۲	۰/۳۰۰	۰/۹۱۷	۰/۴۰۶
۲	۴۰۸/۲۶	۰/۵۳۳	۰/۹۱۷	۰/۴۴۴	۱۴	۴۰۸/۲۳	۰/۴۳۱	۰/۹۱۷	۰/۴۳۵
۳	۳۹۴/۹۱	۰/۶۹۲	۰/۹۱۳	۰/۶۶۶	۱۵	۴۰۶/۹۳	۰/۴۵۲	۰/۹۱۷	۰/۴۳۵
۴	۴۰۰/۷۲	۰/۵۵۷	۰/۹۱۴	۰/۵۸۶	۱۶	۴۱۲/۰۲	۰/۳۷۶	۰/۹۱۸	۰/۳۹۳
۵	۳۹۲/۹۱	۰/۷۴۹	۰/۹۱۲	۰/۶۸۵	۱۷	۳۹۶/۸۹	۰/۶۳۱	۰/۹۱۳	۰/۶۳۳
۶	۴۰۱/۵۷	۰/۶۱۵	۰/۹۱۴	۰/۵۷۵	۱۸	۴۰۲/۳۲	۰/۶۹۷	۰/۹۱۴	۰/۶۰۳
۷	۴۰۰/۸۵	۰/۵۳۳	۰/۹۱۴	۰/۵۹۰	۱۹	۴۰۴/۱۳	۰/۵۸۲	۰/۹۱۶	۰/۵۰۹
۸	۴۰۰/۲۸	۰/۵۹۸	۰/۹۱۴	۰/۵۸۳	۲۰	۴۰۳/۹۶	۰/۴۶۸	۰/۹۱۵	۰/۵۳۸
۹	۴۰۷/۰۱	۰/۴۷۶	۰/۹۱۶	۰/۴۷۰	۲۱	۳۹۵/۰۱	۰/۶۳۷	۰/۹۱۳	۰/۶۳۰
۱۰	۴۰۲/۳۴	۰/۵۵۷	۰/۹۱۵	۰/۵۵۷	۲۲	۳۹۵/۲۶	۰/۷۸۷	۰/۹۱۳	۰/۶۵۴
۱۱	۴۰۲/۳۲	۰/۵۴۷	۰/۹۱۵	۰/۵۷۱	۲۳	۴۰۲/۴۸	۰/۶۳۰	۰/۹۱۵	۰/۵۷۳
۱۲	۴۰۰/۳۶	۰/۶۶۰	۰/۹۱۵	۰/۶۶۰					

همان‌طور که در ستون دوم و هفتم مشاهده می‌شود، واریانس کل، در صورت حذف هر یک از سؤالات کاهش پیدا می‌کند که این به معنی ایده‌آل بودن واریانس موجود برای تک‌تک سؤالات می‌باشد. ستون سوم و هشتم بیان‌کننده همبستگی هر سؤال با سایر سؤالات است که در واقع در هر ردیف سؤال موردنظر به‌عنوان متغیر ملاک و سایر سؤالات به‌عنوان متغیر پیش‌بین در نظر گرفته شده‌اند. با توجه به چندعاملی بودن آزمون، همبستگی خیلی زیادی بین همه سؤالات با یکدیگر انتظار نمی‌رود، زیرا سؤالات مختلف عوامل مختلف را می‌سنجند و این مقادیر در ستون سوم قابل قبول می‌باشند. با این حال همبستگی برخی سؤالات با سایرین بالاست که این همبستگی بیشتر ناشی از سؤالاتی است که با سؤال موردنظر در یک عامل قرار دارند و البته همه سؤالات نمی‌توانند کاملاً با همدیگر بی‌ارتباط باشند زیرا تمامی آن‌ها در مجموع یک سازه واحد را می‌سنجند. در ستون چهارم و نهم مشاهده می‌شود که در صورت حذف هر یک از سؤالات مقدار آلفای کرونباخ کاهش می‌یابد و بدان معنی است که همه سؤالات در افزایش همسانی درونی آزمون نقش بسزایی دارند. در ستون پنجم و دهم ضریب مقبولیت سؤالات محاسبه شده است که در واقع قدرت افتراق افراد با مقادیر متفاوت در ویژگی موردنظر را توسط سؤال نشان می‌دهد. در ابزارهای سنجش شخصیت، علاقه و نگرش تمیز دادن بین نسخ‌ها یا گروه‌های مختلف کاری مطلوب است (سیف، ۱۳۸۷). مقدار این شاخص در تمامی سؤالات قابل قبول می‌باشد.

بحث و نتیجه‌گیری

متخصصان و پژوهشگران حوزه روان‌شناسی تربیتی همواره در پی شناسایی موانع شناختی و انگیزشی مرتبط با عدم پیشرفت تحصیلی و ارائه راهکارهایی برای حل آن‌ها بوده‌اند. یکی از موانع شناخته شده در این عرصه خودناتوان‌سازی است که پژوهش‌هایی در مورد آن صورت گرفته است؛ اما برای بررسی این موضوع ابتدا باید میزان و شدت آن را در بین فراگیران نظام آموزشی اندازه‌گیری کرد تا بتوان به عملیات تحلیل و مقایسه کمی پرداخت و متعاقب آن به نتیجه‌گیری مطلوبی دست یافت. همچنین آمار و روش‌های تحقیق کمی نقش عمده‌ای در تحقیقات علوم اجتماعی و رفتاری دارند. پیش‌نیاز استفاده از آمار و روش‌های تحقیق در علوم اجتماعی و رفتاری، کمی کردن متغیرهای مورد مطالعه در این

علوم است. بر این اساس دست یافتن به آزمونی که از ویژگی‌های مطلوب روان‌سنجی که مبنای آن ریشه در نظریات اندازه‌گیری به‌خصوص نظریه کلاسیک آزمون^۱ دارد، بسیار حائز اهمیت است. سرانجام هدف آزمون فقط جمع‌آوری نمرات نیست بلکه تصمیم‌گیری بر اساس نمرات آزمون هدف اصلی آزمون است (گرامی پور، ۱۳۹۳).

یافته‌های پژوهش نشان می‌دهند که مقیاس خودناتوان‌سازی از روایی مناسبی برخوردار است. روایی محتوایی این مقیاس که توسط ۵ تن از متخصصان و اعضای هیئت علمی دانشگاه‌ها مورد تأیید قرار گرفته است حاکی از برقراری روایی محتوایی در مورد این آزمون می‌باشد. پیش از این نیز جونز و رود والت (۱۹۸۲)؛ حیدری و همکاران (الف: ۱۳۸۸) و نیکنام و همکاران (۱۳۸۹) روایی محتوایی این مقیاس را تأیید کرده بودند. آزمون کفایت نمونه‌برداری KMO و آزمون کرویت بارتلت نشان دادند که حداقل شرایط برای تحلیل عاملی اکتشافی برقرار است و در ادامه تعداد ۱۴ سؤال بر روی دو عامل عذرتراشی و تلاش بار شدند که با یافته‌های جونز و رود والت (۱۹۸۲) و حیدری و همکاران (الف: ۱۳۸۸) همخوانی دارد. همچنین تعداد ۹ سؤال بر روی عامل خلق منفی بار شدند که این نتیجه نیز با یافته‌های حیدری و همکاران (الف: ۱۳۸۸) همخوانی دارد. در تحلیل عاملی تأییدی، شاخص‌های نیکویی برازش حاکی از تأیید فرضیه اصلی مبنی بر برازش مدل به دست آمده با داده‌ها و همخوانی آن با مدل نظری است که جونز و رود والت (۱۹۸۲) و حیدری و همکاران (الف: ۱۳۸۸) مطرح کرده‌اند. همچنین معناداری بارهای عاملی (t)، شاخص‌های t و مجذورات همبستگی چندگانه بیانگر وجود رابطه معنادار بین مسیر سؤالات و عوامل است که منجر به تأیید فرضیه‌های فرعی می‌شود. نتایج همسانی درونی نشان داد که عوامل با کل مقیاس دارای همبستگی بالا و با یکدیگر همبستگی پایینی دارند. در مجموع نتیجه‌گیری حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی و همسانی درونی عوامل با کل مقیاس شواهد محکمی را مبنی بر برقراری روایی سازه در مقیاس خودناتوان‌سازی ارائه می‌کنند.

برای تعیین پایایی مقیاس از روش آلفای کرونباخ و دونیمه کردن که یکی از حالات همسانی درونی می‌باشند استفاده شد و میزان پایایی کل مقیاس در هر کدام به ترتیب برابر با ۰/۹۱۸ و ۰/۷۶۷ به دست آمد. نتایج تحلیل سؤالات مقیاس نشان داد که همه سؤالات با یکدیگر همبستگی قابل قبولی دارند و یک سازه واحد را می‌سنجند، همچنین تمامی سؤالات در افزایش واریانس و میزان آلفای کل مقیاس تأثیر دارند. در ضمن ضریب مقبولیت سؤالات مقیاس در حد قابل قبولی بود. همه این نتایج حاکی از پایایی بالای مقیاس خودناتوان‌سازی است.

مدل سه عاملی مطرح شده در پژوهش منطبق با مبانی نظری مطرح شده از سوی جونز و رودوال (۱۹۸۲) و حیدری و همکاران (الف: ۱۳۸۸) می‌باشد. در پژوهش جونز و رودوال ۱۴ سؤال بر روی دو عامل جای گرفتند که عوامل «عذر تراشی» و «تلاش» نام‌گذاری شدند. در پژوهش حیدری و همکاران (الف) نیز ۱۱ سؤال باقیمانده بر روی عامل سوم جای گرفتند که «خلق منفی» نام‌گذاری شد. این پژوهش نیز با تکیه بر ساختار نظری مذکور به همان نتایج قبلی منتهی شد.

سرانجام می‌توان گفت که با توجه به نتایج این پژوهش و پژوهش‌های قبلی که در همین زمینه انجام شده‌اند، مقیاس خودناتوان‌سازی دارای ویژگی‌های روان‌سنجی مطلوبی برای جامعه دانشجویان می‌باشد و مدل سه عاملی مطرح شده در پژوهش از روایی سازه مناسبی برخوردار است که به پژوهشگران کمک می‌کند تا بتوانند با استفاده از این ابزار به اندازه‌گیری متغیر خودناتوان‌سازی بپردازند.

به دلیل اهمیتی که نوجوانان و جوانان برای حضور و توجه دیگران قائل هستند و همچنین از آنجا که رفتارهای خودناتوان‌ساز بیشتر در محیط‌های آموزشی رخ می‌دهند (ترینا، ۲۰۰۲؛ به نقل از فاتحی زاده، رئیسی، امامی و جزایری، ۱۳۸۷)، دانشجویان به‌عنوان جامعه مورد نظر پژوهش انتخاب شدند؛ اما به‌عنوان پیشنهاد باید گفت که پیگیری کفایت روان‌سنجی این مقیاس هنوز می‌تواند به‌وسیله سایر پژوهشگران در جامعه دانشجویان و در جوامع دیگر ادامه پیدا کند تا بتوان به نتایج بیشتر و استوارتری در این رابطه دست یافت.

منابع

- ابارشی، احمد؛ حسینی، یعقوب (۱۳۹۱). مدل‌سازی معادلات ساختاری. تهران: جامعه‌شناسان.
- الف) حیدری، محمود؛ دهقانی، محسن و خداپناهی، محمدکریم (۱۳۸۸). بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس خودناتوان‌سازی. تحقیقات علوم رفتاری، دوره ۷، شماره ۲. صص ۹۷-۱۰۶.
- ب) حیدری، محمود؛ دهقانی، محسن و خداپناهی، محمدکریم (۱۳۸۸). بررسی تأثیر فرزندپروری ادراک شده بر جنس و خودناتوان‌سازی. فصل‌نامه خانواده‌پژوهی، سال پنجم، شماره ۱۸. صص ۱۳۷-۱۲۵.
- تولیتی، زهرا سادات (۱۳۹۰). تبیین رابطه خودناتوان‌سازی تحصیلی و عزت‌نفس با عملکرد تحصیلی در دانشجویان دانشگاه‌های تهران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه علامه طباطبائی.
- حسینیان، سیمین؛ نیکنام، ماندانا و یزدی، سیده منور (۱۳۸۹). رابطه باورهای کمال‌گرایانه و رفتارهای خودناتوان‌ساز در دانشجویان. مجله علوم رفتاری، دوره ۴، شماره ۲. صص ۱۰۸-۱۰۳.
- سرممد، زهره؛ بازرگان‌هرندی، عباس و حجازی، الهه (۱۳۹۰). روش‌های تحقیق در علوم رفتاری. تهران: آگه.
- سیف، علی‌اکبر (۱۳۸۷). اندازه‌گیری، سنجش و ارزشیابی آموزشی. تهران: دوران. ویرایش پنجم.
- فاتحی زاده، مریم؛ رئیسی، فاطمه؛ امامی، طاهره و جزایری، رضوان السادات (۱۳۸۷). رابطه بین خودناتوان‌سازی تحصیلی و ویژگی‌های شخصیتی دانش‌آموزان دختر و پسر شهر اصفهان. فصلنامه روان‌شناسی کاربردی سال ۲، شماره ۲ و ۳. صص ۵۰۳-۴۹۱.
- کلانتری، خلیل (۱۳۸۷). مدل‌سازی معادلات ساختاری در تحقیقات اجتماعی - اقتصادی. تهران: فرهنگ صبا.

گرامی پور، مسعود (۱۳۹۳). مبانی نظری و کاربرد نظریه‌های اندازه‌گیری در علوم رفتاری. تهران: تمدن علمی.

یوسفی، ناصر؛ شیربگی، ناصر (۱۳۹۱). رابطه قبولی در آزمون کارشناسی ارشد با ناامیدی و خودناتوان‌سازی. فصلنامه انجمن آموزش عالی ایران، سال چهارم، شماره چهارم. صص ۱۵۹-۱۸۱.

یوسفی، ناصر؛ شیربگی، ناصر و صالحی، صالح (۱۳۹۱). بررسی تحلیل عاملی و ساختاری نگرش به پژوهش و رابطه آن با خود ناتوان‌سازی و خوداثربخشی در میان دانشجویان کارشناسی ارشد. فصلنامه اندازه‌گیری تربیتی شماره ۹، سال سوم. صص ۱۹-۴۲.

- Chadha, N. K. (2009). *Applied psychometry*. SAGE Publications India
- Chen, L. H. Wu, C. H. Kee, Y. H. Lin, M. S. & Shui, S. H. (2009). Fear of failure, 2×2 achievement goal and self-handicapping: An examination of the hierarchical model of achievement motivation in physical education. *Contemporary Educational Psychology*, 34(4), 298-305.
- Coudeville, G. R. Gernigon, C. & Martin Ginis, K. A. (2011). Self-esteem, self-confidence, anxiety and claimed self-handicapping: A mediational analysis. *Psychology of Sport and Exercise*, 12(6), 670-675.
- Covington, M. V. (1984). The self-worth theory of achievement motivation: Findings and imprecations. *Elementary school Journal*. 85(1), 5-20.
- Hirt, E. R. & McCrea, S. M. (2009). Man Smart, Woman Smarter? Getting to the Root of Gender Differences in Self-handicapping. *Social and Personality Psychology Compass*, 3(3), 260-274.
- Hobden, K. & Pliner, P. (1995). Self-handicapping and dimensions of perfectionism: Self-presentation vs self-protection. *Journal of Research in Personality*, 29(4), 461-474.
- Kathleen AM, Lawrence RB. Is the self-handicapping scale reliable in non-academic achievement domains? *Personality and Individual Differences* 1999; 27(5): 901-11.
- Kopczynski, L. & Smith, E. (2015). The Impact of Self-Handicapping in Strategic Board Games Upon New Player's Experiences.
- Lupien, S. P. Seery, M. D. & Almonte, J. L. (2010). Discrepant and congruent high self-esteem: Behavioral self-handicapping as a preemptive defensive strategy. *Journal of Experimental Social Psychology*, 46(6), 1105-1108.
- Markus, K. A. & Borsboom, D. (2013). *Frontiers of test validity theory: Measurement, causation, and meaning*. Routledge.

- Martin V. C. (2000) Goal theory, motivation, and school achievement: An Integrative Review. *Annual Review of Psychology*, 51, 171-200
- Martin, A. J. Marsh, H. W. & Debus, R. L. (2003). Self-handicapping and defensive pessimism: A model of self-protection from a longitudinal perspective. *Contemporary Educational Psychology*, 28(1), 1-36.
- Pulford, B. D. Johnson, A. & Awaida, M. (2005). A cross-cultural study of predictors of self-handicapping in university students. *Personality and Individual Differences*, 39(4), 727-737.
- Rhodewalt F. Self-handicapping: Individual differences in the preference for anticipatory, self-protective acts. In:
- Ross, S. R. Canada, K. E. & Rausch, M. K. (2002). Self-handicapping and the Five Factor Model of personality: mediation between Neuroticism and Conscientiousness. *Personality and Individual Differences*, 32(7), 1173-1184.
- Shepperd JA, Arkin RM. Self-handicapping: The moderating roles of public self-consciousness and task importance. *Pers Soc Psychol Bull*. 1989;15:252-65.
- Smith, L. Sinclair, K. E. & Chapman, E. S. (2002). Students' goals, self-efficacy, self-handicapping, and negative affective responses: An Australian senior school student study. *Contemporary Educational Psychology*, 27(3), 471-485.
- Uysal, A. & Lu, Q. (2010). Self-handicapping and pain catastrophizing. *Personality and Individual Differences*, 49(5), 502-505.
- Want, J. & Kleitman, S. (2006). Imposter phenomenon and self-handicapping: Links with parenting styles and self-confidence. *Personality and Individual Differences*, 40(5), 961-971.