

مدل‌یابی خودناتوان‌سازی تحصیلی در بین دانشجویان شهر تهران

محمد سیدصالحی^{۱*}، نورعلی فرخی^۲

(۱) کارشناس ارشد سنجش و اندازه‌گیری (روان‌سنجی) دانشگاه علامه طباطبائی

(۲) دانشیار گروه سنجش و اندازه‌گیری دانشگاه علامه طباطبائی

*نویسنده مسوول: Mohammad.salehi20@yahoo.com

تاریخ دریافت مقاله ۹۵/۰۳/۰۷ تاریخ آغاز بررسی مقاله ۹۵/۰۳/۲۹ تاریخ پذیرش مقاله ۹۵/۰۵/۱۸

چکیده

این پژوهش به منظور تعیین رابطه علی متغیرهایی است که بیشترین تأثیرگذاری را بر روی خودناتوان‌سازی تحصیلی در بین دانشجویان شهر تهران داشتند صورت گرفته است. جامعه آماری دانشجویان شهر تهران بود که ۵۲۰ نفر از چهار دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، آزاد اسلامی واحد تهران جنوب و پیام نور واحد تهران جنوب به روش داوطلبانه انتخاب شدند. ابزارهای پژوهش شامل پرسشنامه‌های فرم کوتاه NEO، کمال‌گرایی بشارت، خودکارآمدی عمومی، انگیزش تحصیلی هارتر، خودناتوان‌سازی جونز و رودوالد و عزت نفس روزنبرگ بود. داده‌ها با استفاده از روش مدل‌سازی معادلات ساختاری مورد تحلیل قرار گرفتند. نتایج به دست آمده حمایت‌کننده روابط ساختاری مفروض بود و در مجموع نشان داد که ویژگی‌های شخصیتی، کمال‌گرایی، عزت نفس، عملکرد تحصیلی و انگیزش تحصیلی به طور مستقیم و خودکارآمدی به طور غیر مستقیم و با میانجی‌گری عملکرد تحصیلی، خودناتوان‌سازی تحصیلی را تحت تأثیر قرار می‌دهند. همچنین ویژگی‌های شخصیتی و کمال‌گرایی به طور غیر مستقیم نیز از طریق میانجی‌گری عملکرد تحصیلی و انگیزش تحصیلی بر خودناتوان‌سازی تحصیلی اثر می‌گذارند. با افزایش روان‌آزرده‌گرایی و کاهش گشودگی، خودناتوان‌سازی تحصیلی احتمال بروز پیدا می‌کند و عزت نفس، خودکارآمدی و انگیزش تحصیلی بالا موجب کاهش میزان خودناتوان‌سازی می‌گردد اما کمال‌گرایی و عملکرد تحصیلی بالا احتمال بروز رفتارهای خودناتوان‌ساز را افزایش می‌دهد.

کلید واژگان: گیزش تحصیلی، خودناتوان‌سازی تحصیلی، عزت نفس، کمال‌گرایی، ویژگی‌های شخصیتی.

مقدمه

به وجود می‌آورد تا افراد شکست را به عوامل خارجی و موفقیت را به عنوان درونی نسبت دهند.^۱ کوینگتون (۱۹۸۴) خودناتوان‌سازی را وارد عرصه آموزش کرد و چنین می‌پنداشت که خودناتوان‌سازی تحصیلی شامل رفتارهایی است که یادگیرندگان عموماً برای حفاظت خود از شکست‌های تحصیلی پیش رو به کار می‌گیرند. به اعتقاد او رفتارهای خودناتوان‌ساز اغلب در موقعیتهایی که احساس خودارزشی افراد مورد تهدید قرار می‌گیرد بروز می‌کنند و این موقعیتهای در مدارس و

متخصصین تربیتی همواره در پی این بوده‌اند که چرا برخی یادگیرندگان، خود را مسبب موفقیت‌های تحصیلی‌شان دانسته اما در مقابل ضعف‌ها قبول مسئولیت نمی‌کنند. خودناتوان‌سازی^۱ در چند سال اخیر به مثابه یکی از موانع پیشرفت تحصیلی شناخته شده است. این سازه از سال ۱۹۶۰ به ادبیات روان‌شناسی ورود پیدا کرد. برگلاس و جونز^۲ (۱۹۷۸) که متقدمین بررسی این موضوع بودند، خودناتوان‌سازی را چنین معرفی کرده‌اند: «یک رفتار یا انتخاب مجموعه‌ای از عملکردها که فرصت مناسب را

2. Berglas, & Jones

1. Self-handicapping

می‌کند و در مجموع با تأثیر بر روی سازگاری و شخصیت افراد در درازمدت، رشد شخصیت را در بزرگسالی با مشکل مواجه می‌کند نیازمند توجه و بررسی زیادی است (فاتحی‌زاده، رئیسی، امامی و جزایری، ۱۳۸۷). از دلایل مهمی که باعث می‌شود نیازمند پرداختن به خودناتوان‌سازی باشیم، توجه روزافزون پژوهش‌های داخلی و خارجی به این موضوع است (حیدری، دهقانی و خدائپناهی، ۱۳۸۸). چون نوجوانان و جوانان به حضور و توجه دیگران بیشتر اهمیت می‌دهند بهتر است که خودناتوان‌سازی در بین دانشجویان و دانش‌آموزان بررسی شود (ساندرز و همکاران، ۲۰۰۲).

در پژوهش‌های بسیاری به رابطه عوامل مختلف با خودناتوان‌سازی تحصیلی پرداخته شده و یا اثرات جداگانه هر کدام از آنها بررسی شده است، ولی همانطور که انتظار می‌رود هر پدیده‌ای تحت تأثیر عوامل بسیار و چندگانه قرار دارد (پدهازر و کرلینجر، ترجمه سرایی، ۱۳۹۱). حتی با وجود پژوهش‌هایی که از طریق رگرسیون چندمتغیری اثرات همزمان متغیرها و خودناتوان‌سازی تحصیلی را تحلیل کرده‌اند ولی تعیین رابطه علت و معلولی و مسیرهایی که خودناتوان‌سازی تحصیلی افراد را تحت تأثیر قرار می‌دهند به میزان کافی بررسی نشده است. هدف اصلی این پژوهش آزمون یک مدل جامع از متغیرهای مهم و تأثیرگذار بر خودناتوان‌سازی تحصیلی است. در نتیجه با شناخت کاملتر این پدیده، نظام آموزشی خواهد توانست برای کاهش و جلوگیری از شیوع آن در بین فراگیرندگان خود اقدامات مفیدی را به عمل آورد. محوری‌ترین مسأله پژوهش برانزنده بودن مدل پیشنهادی خودناتوان‌سازی تحصیلی برای داده‌ها است. با توجه به نقش تأثیرگذار خودناتوان‌سازی تحصیلی بر کیفیت عملکرد تحصیلی یادگیرندگان و در نتیجه کیفیت نظام آموزشی، پژوهش حاضر تلاش دارد تا با بهره‌گیری از مبانی نظری و تجربی موجود در این زمینه، و بررسی

دانشگاه‌ها به وفور یافت می‌شوند (ریکرت، مراس، ویتکو، ۲۰۱۴).

گرایش به خودناتوان‌سازی می‌بایست در موقعیتهای اجتماعی بررسی شود، زیرا معمولاً در موقعیتهایی که از افراد انتظار بیشتری می‌رود، آنها در مورد احتمال موفقیت دچار تردید شده و در مورد شکست دچار ضعف عزت نفس می‌شوند، خیلی‌ها اسنادهایی را شکل می‌دهند تا پیروزی‌ها را به یک منبع درونی مثل توانایی و شکست‌ها را به یک منبع بیرونی مثل سختی کارها نسبت بدهند (کنریک، نوبل و جیالدینی^۲، ۲۰۱۰). به همین دلیل، از پذیرش عللی که شکست را تحت تأثیر عوامل درونی و پیروزی را نشئت گرفته از عوامل بیرونی نشان دهد پرهیز می‌کنند، که این می‌تواند تبیینی برای خودناتوان‌سازی باشد (ساندرز، دیویس، ویلیامز و کریبس^۳، ۲۰۰۲).

خودناتوان‌سازی از دو طریق می‌تواند ظاهر شود: ۱- خودناتوان‌سازی رفتاری: ارائه رفتارهایی مبنی بر کاهش احتمال موفقیت، که دربرگیرنده ایجاد موانع به دست خود فرد است (الیوت، کوری، فریر و هوگت^۴، ۲۰۰۶). ۲- خودناتوان‌سازی بیان شده: بیان کردن یک شرایط نامساعد قبل از اینکه فرد بررسی شود. مقصود نهایی هر دو مورد توجیه و بهانه‌تراشی است. شکل‌های مختلف خودناتوان‌سازی رفتاری عبارتند از: استفاده از الکل یا مواد، طفره رفتن یا به تعویق انداختن کارها، خودداری عمدی از تلاش و امتناع از انجام وظایف تحصیلی، تظاهر به عدم تلاش، و رفتار از هم گسیخته. افراد برای اقدام به خودناتوان‌سازی مستقیماً در کارشان اختلالی ایجاد نمی‌کنند، بلکه از طریق یک عامل واسطه، موقعیت خود را طوری بروز می‌دهند که توجیه‌کننده باشد. یکی از این ترندها ابراز اختلالی است که هیچ‌کترلی روی آن نداشته باشیم (آلتر و فرگاس^۵، ۲۰۰۷).

به دلیل اینکه خودناتوان‌سازی به مثابه یک نوع رفتاراجتنابی^۶ مستقیماً عملکرد تحصیلی را تضعیف

4. Elliot, Cury, Fryer, & Huguet
5. Alter, & Forgas
6. avoidance behaviors

1. Rickert, Meras, & Witkow
2. Kenrick, Neuberg, & Cialdini
3. Saunders, Davis, Williams, & Cribbs

اوردان^{۱۹}، ۲۰۰۱؛ اسمیت و همکاران، ۲۰۰۲؛ چن و سنگ^{۲۰}، ۲۰۱۲).

برای دستیابی به این مدل جامع ابتدا نظریه‌های موجود در این زمینه مورد مطالعه قرار گرفت تا تبیین‌های مختلف از خودناتوان‌سازی و ریشه‌های اصلی آن حاصل شود. سپس اغلب پژوهش‌های داخلی و خارجی که این موضوع را در ۱۵ سال اخیر بررسی کرده بودند مورد مطالعه قرار گرفتند تا پرتکرارترین متغیرهایی که رابطه آنها با خودناتوان‌سازی سنجیده شده بود شناسایی شوند و در نهایت با نظر به یافته‌های پژوهش‌های گوناگون درباره نقش متغیرهای ذکر شده و همچنین با عنایت به مدل نظری که اوموندسن^{۲۱} (۲۰۰۱)، وانت و کلیتمن^{۲۲} (۲۰۰۶) و کادویل و همکاران (۲۰۱۱) ارائه داده‌اند ابتدا یک مدل مفهومی طرح‌ریزی شد و سپس با استفاده از روش مدل‌سازی معادلات ساختاری بررسی شد. شکل ۱ مدل مفهومی پژوهش را نشان می‌دهد.

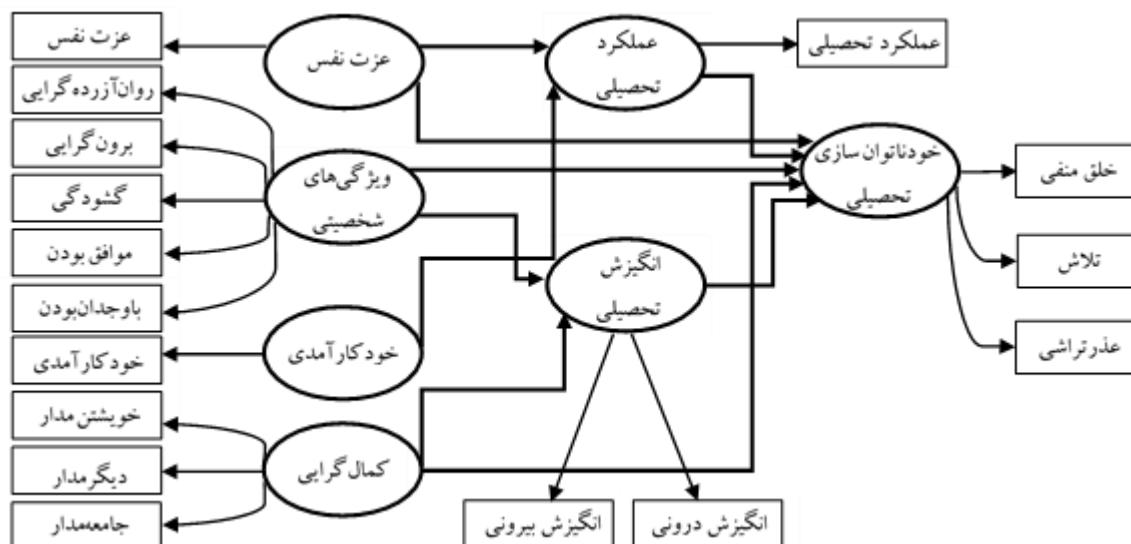
جامع‌تر و دقیق‌تر پدیده خودناتوان‌سازی تحصیلی، به متولیان نظام آموزشی کمک کند تا با راهکارهایی خردمندانانه برای کاهش و جلوگیری از شیوع این پدیده گام بردارند.

درباره علل و عوامل ساختاری پدیده خودناتوان‌سازی چهار نظریه مرسوم وجود دارد که عبارتند از: ۱- نظریه خودارزشی^۱ (کاوینگتون^۲، ۱۹۸۴)، ۲- نظریه هدف^۳ (مارتین^۴، ۲۰۰۰)، ۳- نظریه انگیزش اجتنابی^۵ (میدگلی، کاپلان و میدلتون^۶، ۲۰۰۱) و ۴- نظریه نیاز به پیشرفت^۷ (کاوینگتون، ۲۰۰۰). پژوهش حاضر تاحدودی بیشتر متوجه نظریه خودارزشی است.

خودناتوان‌سازی دارای علل گوناگون فردی و اجتماعی است که می‌توان برخی از آنها را به عنوان دلایل اصلی در جامعه مورد پژوهش ذکر کرد، زیرا میزان شیوع و پیشینه تحقیقاتی آنها بیشتر بوده و همچنین تأثیر بیشتری در ایجاد خودناتوان‌سازی دارند. این عوامل عبارتند از: ویژگی‌های شخصیتی (راس، کانادا و راوش^۸، ۲۰۰۲؛ رودوالد، تراگاکیس و فینرتی^۹، ۲۰۰۶؛ بوبو، ویتاکر و استرونک^{۱۰}، ۲۰۱۳)، عزت نفس (لویپن، سیری و آلمونت^{۱۱}، ۲۰۱۰؛ شوینگر و استینز-میر-پلستر^{۱۲}، ۲۰۱۱)، کمال‌گرایی (فراری و تامپسون^{۱۳}، ۲۰۰۶؛ اویسال و لو^{۱۴}، ۲۰۱۰؛ حسینیان، نیکنام و یزدی، ۱۳۸۹)، خودکارآمدی (اسمیت، سینکلیر و چاپمن^{۱۵}، ۲۰۰۲؛ پولفورد، جانسن و آواید^{۱۶}، ۲۰۰۵)، عملکرد تحصیلی (هرت و مک‌کرا^{۱۷}، ۲۰۰۹؛ چانگ^{۱۸}، ۲۰۱۰؛ تولیتی، ۱۳۹۰) و انگیزش تحصیلی (میدگلی و

12. Schwinger, & Stiensmeier-Pelster
13. Ferrari, & Thompson
14. Uysal, & Lu
15. Smith, Sinclair, & Chapman
16. Pulford, Johnson, & Awaida.
17. Hirt, & McCrea
18. Chang
19. Midgley, & Urdan
20. Chen, & Tseng
21. Ommundsen
22. Want, & Kleitman

1. self-worth
2. Covington
3. goal-theory
4. Martin
5. avoidance-motivation
6. Midgley, Kaplan, & Middleton
7. need to achievement
8. Ross, Canada, & Rausch
9. Rhodewalt, Tragakis, & Finnerty
10. Bobo, Whitaker, & Strunk
11. Lupien, Seery, & Almonte



شکل ۱. مدل پیشنهادی خودناتوان‌سازی تحصیلی

میانگین نمرات دانشجوی در ترم پیشین و رتبه آخرین کنکور سراسری، به عنوان شاخص عملکرد تحصیلی دانشجویان در این پژوهش به کار گرفته شده است. به جهت بررسی صحت داده‌ها، با همکاری واحد آموزش هر کدام از دانشگاه‌ها نمرات ۳۰ نفر به صورت تصادفی بررسی شد که با اطلاعات جمع‌آوری شده همخوانی داشت.

نسخه تجدیدنظرشده فرم کوتاه پرسشنامه شخصیتی NEO (کاستا و مک کرا، ۱۹۹۲): این پرسشنامه ۶۰ سؤال دارد که بر مبنای تحلیل عاملی نمرات فرم بلند آن به دست آمده است. کاستا و مک کرا (۱۹۹۲) ضریب آلفای کرونباخ بین ۰/۶۸ (برای موافق بودن) تا ۰/۸۶ (برای روان‌آزرده‌گرایی) را گزارش کرده‌اند. این پرسشنامه در ایران توسط گروسی (۱۳۷۷) هنجاریابی شده است. اعتبار این پرسشنامه با استفاده از روش بازآزمایی در مورد ۲۰۸ نفر از دانشجویان به فاصله سه ماه به ترتیب ۰/۸۳، ۰/۷۵، ۰/۸۰، ۰/۷۹ و ۰/۷۹ برای عوامل C، A، O، E، N به دست آمده است (به نقل از فتحی آشتیانی، ۱۳۸۸). اعتبار این ابزار در پژوهش حاضر به روش آلفای کرونباخ برای عوامل فوق‌الذکر به ترتیب ۰/۶۴، ۰/۷۱، ۰/۶۹، ۰/۸۲ و ۰/۶۷ به دست آمد.

روش

پژوهش حاضر به لحاظ هدف، بنیادی است و به روش همبستگی، از نوع مدل‌سازی معادلات ساختاری انجام شده است. 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، آزاد واحد تهران جنوب و تهران انتخاب شدند. در مرحله بعدی تعدادی از دانشجویان به روش داوطلبانه انتخاب شدند و پرسشنامه‌ها بر روی آنها اجرا شد. حجم نمونه مورد مطالعه ۵۲۰ نفر در نظر گرفته شد که از کفایت لازم برخوردار بوده است، زیرا در پژوهش‌های مدل‌یابی به ازای هر متغیر آشکار ۱۵ تا ۲۰ نفر شرکت کننده لازم است (تاباچنیک و فیدل، ۲۰۱۲) و از آنجا که مجموع متغیرهای آشکار این پژوهش ۱۴ متغیر بود بنابراین حداقل به ۲۸۰ نفر برای نمونه نیاز بود.

ابزار

ابزار مورد استفاده در این پژوهش به این شرح است:

کل آزمون بودند؛ همبستگی خرده‌مقیاس‌ها با یکدیگر پایین و با کل مقیاس بالا بود.

پرسشنامه خودکارآمدی عمومی شرر^۳ (۱۹۸۲): برانی (به نقل از تگریان، ۱۳۸۷) جهت بررسی اعتبار این مقیاس از روش دو نیمه کردن استفاده کرد. ضریب اعتبار پرسشنامه از روش اسپیرمن- براون با طول برابر ۰/۷۶ و با طول نابرابر ۰/۷۶ و با روش دو نیمه کردن گاتمن برابر ۰/۷۶ به دست آمد. آلفای کرونباخ یا همسانی کلی سوالات برابر ۰/۷۹ به دست آمد که رضایت بخش است. اعتبار این ابزار در پژوهش حاضر به روش آلفای کرونباخ ۰/۷۳ به دست آمد. در تحلیل عاملی تک‌بعدی بودن پرسشنامه تأیید شد.

پرسشنامه خودناتوان‌سازی برگلاس و جونز (۱۹۷۸): این پرسشنامه دارای ۲۳ سوال و سه خرده‌مقیاس خلق منفی، عدزتراشی و تلاش است. در ایران این ابزار توسط سیدصالحی و دلاور (۱۳۹۴) اعتبار یابی شده است. اعتبار خرده‌مقیاس‌ها در پژوهش حاضر به روش آلفای کرونباخ بین ۰/۸۷ تا ۰/۹۲ به دست آمد. در تحلیل عاملی مرتبه اول نتایج حاکی از برازش مدل سه‌عاملی با داده‌ها بود و در تحلیل عاملی مرتبه دوم میزان آماره خی دو معنادار به دست آمد ($\chi^2 = 1788/08$, $df = 227$, $p = 0/001$) که می‌توان از آن صرف نظر کرد و همچنین سایر شاخص‌های برازش از مطلوبیت برخوردار بودند ($RMSEA = 0/07$, $NFI = 0/92$, $CFI = 0/93$, $GFI = 0/94$). تمامی سوالات دارای بار عاملی معناداری با کل آزمون بودند؛ همبستگی خرده‌مقیاس‌ها با یکدیگر پایین و با کل مقیاس بالا بود. اعتبار خرده‌مقیاس‌ها در پژوهش حاضر به روش آلفای کرونباخ بین ۰/۸۷ تا ۰/۹۲ به دست آمد. در تحلیل عاملی مرتبه اول نتایج حاکی از برازش مدل سه‌عاملی با داده‌ها بود و در تحلیل عاملی مرتبه دوم میزان آماره خی دو معنادار به دست آمد ($\chi^2 = 1788/08$, $df = 227$, $p = 0/001$) که می‌توان از آن صرف نظر کرد و همچنین سایر

مقیاس انگیزش تحصیلی (هارتر^۱، ۱۹۸۰): این مقیاس ۳۳ گویه دارد. ضرایب همسانی درونی تا ۰/۷۸ به دست آمد. ابعاد مختلف این مقیاس با یکدیگر و با معدل دانش‌آموزان در حد انتظار بود که گواهی بر روایی مقیاس است. ضرایب اعتبار بازآزمایی و آلفای کرونباخ این ابزار در حد مطلوب و حاکی از ثبات در اندازه‌گیری انگیزش تحصیلی است (بحرانی، ۱۳۸۸). اعتبار این ابزار در پژوهش حاضر به روش آلفای کرونباخ ۰/۷۶ به دست آمد. در تحلیل عاملی مرتبه اول نتایج حاکی از برازش مدل دوعاملی با داده‌ها بود و در تحلیل عاملی مرتبه دوم میزان آماره خی دو معنادار به دست آمد ($\chi^2 = 6875/12$, $df = 1205$, $p = 0/001$) که می‌توان از آن صرف نظر کرد (براون^۲، ۲۰۱۵) و همچنین سایر شاخص‌های برازش از مطلوبیت برخوردار بودند ($RMSEA = 0/04$, $NFI = 0/92$, $CFI = 0/91$, $GFI = 0/90$). تمامی سوالات دارای بار عاملی معناداری با کل آزمون بودند؛ همبستگی خرده‌مقیاس‌ها با یکدیگر پایین و با کل مقیاس بالا بود.

پرسشنامه کمال‌گرایی چندبعدی بشارت (۱۳۸۶): این پرسشنامه دارای ۳۰ سوال و ۳ خرده‌مقیاس است. در اعتباریابی این مقیاس آلفای کرونباخ به دست آمده برای خرده‌مقیاس‌ها بین ۰/۸۳ تا ۰/۹۰ بود و اعتبار بازآزمایی برای خرده‌مقیاس‌های این پرسشنامه بین ۰/۸۰ تا ۰/۸۴ گزارش شد (بشارت، ۱۳۸۶). اعتبار این ابزار در پژوهش حاضر به روش آلفای کرونباخ ۰/۸۷ به دست آمد. در تحلیل عاملی مرتبه اول نتایج حاکی از برازش مدل سه‌عاملی با داده‌ها بود و در تحلیل عاملی مرتبه دوم میزان آماره خی دو معنادار به دست آمد ($\chi^2 = 4235/34$, $df = 1065$, $p = 0/001$) که می‌توان از آن صرف نظر کرد و همچنین سایر شاخص‌های برازش از مطلوبیت برخوردار بودند ($RMSEA = 0/07$, $NFI = 0/90$, $CFI = 0/93$, $GFI = 0/94$). تمامی سوالات دارای بار عاملی معناداری با

3. Sherer

1. Harter
2. Brown

انحراف استاندارد و انگیزش بیرونی دارای کمترین انحراف استاندارد بودند. بدین ترتیب میزان عزت نفس در بین شرکت‌کنندگان از سایر متغیرهای اندازه‌گیری شده با طیف لیکرت بالاتر بود؛ همچنین پراکندگی بیشتر در نمرات انگیزش درونی حاکی از این بود که شرکت‌کنندگان تفاوت فردی بیشتری در این متغیر داشتند؛ اما در سوی دیگر پراکندگی اندک نمرات انگیزش بیرونی به تفاوت‌های فردی اندک و شباهت بیشتر بین شرکت‌کنندگان به لحاظ انگیزش بیرونی اشاره داشت. شاخص‌های کجی و کشیدگی مربوط به همه متغیرهای آشکار بین ۲- و ۲ قرار دارد که بیانگر عدم انحراف بیش از حد توزیع نمرات متغیرها از توزیع نرمال است. می‌توان نتیجه گرفت که توزیع نمرات متغیرهای آشکار پژوهش نسبت به توزیع نرمال مشابهت مناسبی دارد و مفروضه نرمال بودن توزیع نمرات برقرار است. ضرایب همبستگی مرتبه صفر متغیرها در جدول ۲ در قالب ماتریس همبستگی نشان داده شده است.

شاخص‌های برازش از مطلوبیت برخوردار بودند (RMSEA=۰/۰۷، NFI=۰/۹۲، CFI=۰/۹۳، GFI=۰/۹۴). تمامی سؤالات دارای بار عاملی معناداری با کل آزمون بودند؛ همبستگی خرده‌مقیاس‌ها با یکدیگر پایین و با کل مقیاس بالا بود. پرسشنامه عزت نفس روزنبرگ (۱۹۶۵): این مقیاس شامل ۱۰ گویه است. ضرایب آلفای کرونباخ این مقیاس بین ۰/۸۶ تا ۰/۸۸ و اعتبار بازآزمایی آن بین ۰/۸۲ تا ۰/۸۸ گزارش شده است. (روزنبرگ^۱، ۱۹۸۹، به نقل از علیزاده، ۱۳۸۲). اعتبار این ابزار در پژوهش حاضر به روش آلفای کرونباخ ۰/۸۷ به دست آمد. در تحلیل عاملی تک‌بعدی بودن پرسشنامه تأیید شد.

یافته‌ها

شاخص‌های توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول ۱ گزارش شده است. در بین متغیرهایی که از طریق نمره‌گذاری طیف لیکرت به دست آمده‌اند میانگین عزت نفس از همه بیشتر بود. انگیزش درونی دارای بیشترین

جدول ۱. شاخص‌های توصیفی متغیرهای آشکار

متغیرها	میانگین	انحراف استاندارد	کجی	کشیدگی
روان‌آزرده‌گرایی	۳/۲۹	۰/۸۴	۱/۱۴	۱/۰۳
برون‌گرایی	۴/۱۹	۰/۷۰	۰/۸۷	۰/۹۲
گشودگی	۳/۸۸	۰/۵۹	۰/۲۳	۰/۱۹
موافق‌بودن	۴/۲۴	۰/۶۰	۰/۴۳	۰/۲۱
باوجدان‌بودن	۴/۴۹	۰/۷۲	۰/۶۵	۰/۷۲
عزت نفس	۴/۴۶	۰/۹۵	۰/۹۶	۰/۷۹
کمال‌گرایی خویش‌نمدار	۳/۵۱	۰/۷۵	۰/۵۱	۰/۶۹
کمال‌گرایی دیگرمدار	۳/۱۰	۰/۷۶	۰/۲۶	۰/۸۹
کمال‌گرایی جامعه‌مدار	۳/۸۶	۰/۹۲	۱/۰۴	۰/۸۲
خودکارآمدی	۳/۲۳	۰/۴۶	۰/۱۳	۰/۰۵
عملکرد تحصیلی	۱۶/۳۴	۱/۷۱	۱/۶۱	۱/۴۸
انگیزش درونی	۵/۱۲	۱/۸۶	۱/۷۲	۱/۳۲
انگیزش بیرونی	۳/۵۶	۰/۳۲	۰/۱۶	۰/۰۹
خلق منفی	۳/۶۶	۰/۵۲	۰/۳۶	۰/۲۸
تلاش	۳/۷۹	۰/۴۶	۰/۷۸	۰/۰۳
عذرتراشی	۲/۹۷	۰/۳۴	۰/۹۱	۰/۵۹

1. Rosenberg

جدول ۲. ماتریس همبستگی مرتبه صفر متغیرهای آشکار

	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵
۱	۱/۰۰														
۲	۰/۰۰	۱/۰۰													
۳	۰/۰۰	۰/۰۰	۱/۰۰												
۴	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۱/۰۰											
۵	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۱/۰۰										
۶	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۱/۰۰									
۷	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۱/۰۰								
۸	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۱/۰۰							
۹	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۱/۰۰						
۱۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۱/۰۰					
۱۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۱/۰۰				
۱۲	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۱/۰۰			
۱۳	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۱/۰۰		
۱۴	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۱/۰۰	
۱۵	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۱/۰۰
۱۶	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰

** معنادار در سطح ۰/۰۱، * معنادار در سطح ۰/۰۵

همچنین میزان آماره‌های شاخص نیکویی برازش^۵ (GFI) بین ۰/۹ و ۱ قرار دارد. از بین شاخص‌های برازش مقتصد شاخص برازش تعدیل یافته^۶ (AGFI)، و از بین شاخص‌های برازش افزایشی شاخص برازش نرم^۷ (NFI)، شاخص برازش مقایسه‌ای^۸ (CFI) و شاخص برازش افزایشی^۹ (IFI) همگی بین ۰/۹ و ۱ هستند و قابل قبول می‌باشند. همچنین ملاک اطلاعات آکائیک^{۱۰} (AIC) و ملاک ثابت اطلاعات آکائیک^{۱۱} (CAIC) به دست آمده در مدل کمتر از میزان آماره‌های AIC و CAIC مربوط به مدل اشباع شده^{۱۲} و مدل استقلال^{۱۳} بود. می‌توان نتیجه گرفت که تمامی شاخصهای نیکویی برازش به جز آماره خی دو به همان دلیلی که ذکر شد از مطلوبیت خوبی برخوردارند و مدل مورد نظر با داده‌ها برازش دارد. نتایج مربوط به مدل اندازه‌گیری در جداول ۴ و ۵ گزارش شده‌اند.

مطابق جدول ۲ همبستگی اکثر متغیرها با متغیرهای آشکار خودناتوان‌سازی بالا بوده و رابطه تفکیک‌نشده نسبتاً قوی با آن دارند. از سوی دیگر همبستگی متغیرهای بیرونی با یکدیگر کمتر از همبستگی آنها با سایر متغیرهاست که نشان می‌دهد شرط حداقل بودن هم‌خطی متغیرهای پیش‌بین (بیرونی) تا حد قابل قبولی برقرار است.

جدول ۳ شاخصهای نیکویی برازش مدل را نشان می‌دهد که از طریق روش برآورد حداکثر درست‌نمایی^۱ (ML) به دست آمده‌اند. مقدار آماره خی دو در سطح ۰/۰۱ معنادار شد. در واقع فرض صفر رد می‌شود. اما از آنجاییکه آماره خی دو تحت تأثیر حجم نمونه قرار دارد اگر حجم نمونه بیشتر از ۲۵۰ نفر باشد می‌توان از معناداری آن صرف‌نظر کرد (نرمن و استرینر^۲، ۲۰۰۳). از بین شاخص‌های برازش مطلق میزان آماره ریشه میانگین توان دوم خطای تقریب^۳ (RMSEA) و ریشه استاندارد شده میانگین توان دوم خطا^۴ (SRMR) کمتر از ۰/۰۵ و بسیار مطلوب است.

جدول ۳. شاخص‌های نیکویی برازش

AGFI	GFI	SRMR	IFI	CFI	NFI	RMSEA	p	df	χ^2
۰/۹۸۰	۰/۹۹۰	۰/۰۳۹	۰/۹۸۸	۰/۹۹۷	۰/۹۹۸	۰/۰۱۶	۰/۰۰۱	۳۳	۴۹۱/۴۶

جدول ۴. تأثیرات و ضرایب مسیر متغیرهای مدل اندازه‌گیری

متغیر مکنون	متغیر آشکار	ضریب مسیر	آماره t	مجذور همبستگی چندگانه
ویژگی‌های شخصیتی	روان‌رنجورخوبی	۰/۸۳	۲۳/۵۶**	۰/۱۹
	برون‌گرایی	۰/۵۸	۲۱/۸۳**	۰/۱۶
	گشودگی	۰/۱۳	۱۲/۷۴*	۰/۱۴
	موافق‌بودن	۰/۵۷	۲۱/۶۷**	۰/۲۱
عزت نفس	باوجدان‌بودن	۰/۴۷	۲۰/۲۹**	۰/۱۸
	عزت نفس	۱/۰۰	۲۵/۸۴**	۰/۹۲
	کمال‌گرایی	۰/۳۲	۱۸/۶۱**	۰/۲۳
	کمال‌گرایی دیگرمدار	۰/۴۶	۲۰/۰۶**	۰/۳۷
خودکارآمدی	کمال‌گرایی جامعه‌مدار	۰/۲۵	۱۴/۱۹*	۰/۱۶
	خودکارآمدی	۱/۰۰	۲۵/۱۵**	۰/۹۴
	عملکرد تحصیلی	۱/۰۰	۲۶/۳۱**	۰/۹۶

8. incremental Fit Index
9. comparative Fit Index
10. akaike information criterion
11. consistent akaike information criterion
12. saturated Model
13. independence Model

1. maximum likelihood
2. Norman, & Streiner
3. root Mean Square Error of Approximation
4. root Mean Square Residual
5. goodness of Fit Index.
6. adjusted Goodness of Fit Index
7. norm Fit Index

جدول ۴. تأثیرات و ضرایب مسیر متغیرهای مدل اندازه‌گیری

متغیر مکنون	متغیر آشکار	ضریب مسیر	آماره t	مجذور همبستگی چندگانه
انگیزش تحصیلی	انگیزش درونی	۰/۵۳	۲۱/۳۷**	۰/۳۴
	انگیزش بیرونی	۰/۷۱	۲۲/۵۱**	۰/۵۲
خودناتوان‌سازی	خلق منفی	۰/۳۲	۱۶/۴۹**	۰/۲۷
	تلاش	۰/۲۴	۱۳/۶۴**	۰/۲۱
	عذر تراشی	۰/۴۷	۲۰/۹۱**	۰/۳۱

** معنادار در سطح ۰/۰۱، * معنادار در سطح ۰/۰۵

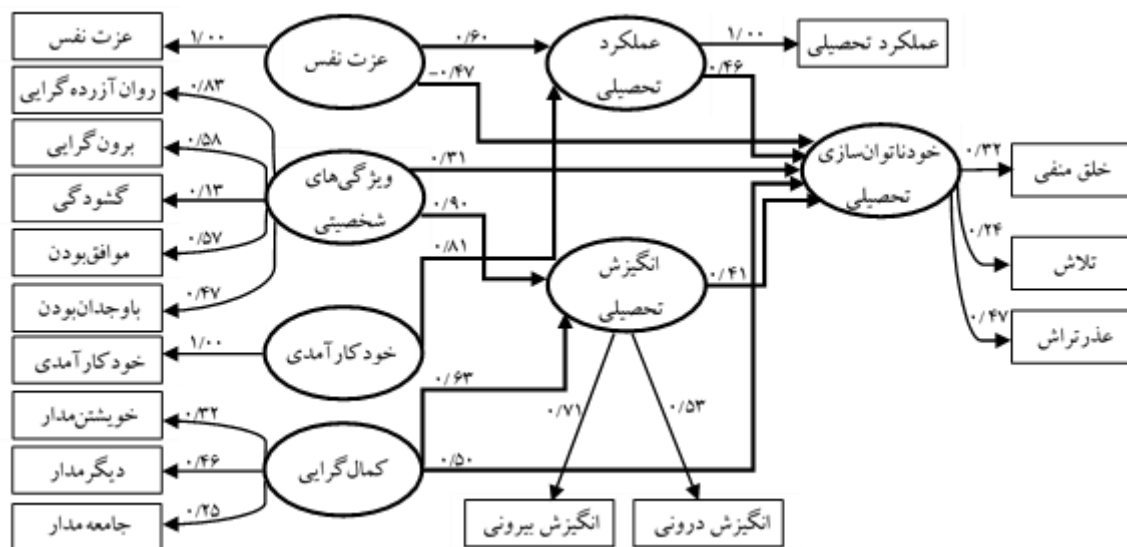
جدول ۵. اعتبار ترکیبی مربوط به متغیرهای مکنون

متغیر مکنون	اعتبار ترکیبی
ویژگی‌های شخصیتی	۰/۸۱
عزت نفس	۰/۷۴
کمال‌گرایی	۰/۶۹
عملکرد تحصیلی	۰/۸۴
انگیزش تحصیلی	۰/۶۴
خودکارآمدی	۰/۸۶
خودناتوان‌سازی	۰/۸۱

جدول ۶. تأثیرات مستقیم، غیرمستقیم و کل متغیرها

متغیر بیرونی	متغیر درونی	تأثیرات مستقیم	تأثیرات غیر مستقیم	تأثیرات کل	واریانس تبیین شده
ویژگی‌های شخصیتی	خودناتوان‌سازی تحصیلی	۰/۳۱**	۰/۶۳**	۰/۹۴**	۰/۲۹
عزت نفس		-۰/۴۷**	-۰/۲۷*	-۰/۷۵**	۰/۱۸
کمال‌گرایی		۰/۵۰**	۰/۲۴*	۰/۷۴**	۰/۱۸
عملکرد تحصیلی		۰/۵۶**	-	۰/۵۶**	۰/۱۱
انگیزش تحصیلی		-۰/۴۱**	-	-۰/۴۱**	۰/۰۹
خودکارآمدی		-	۰/۳۷**	۰/۳۷**	۰/۰۶
عزت نفس	عملکرد تحصیلی	۰/۶۰**	-	۰/۶۰**	۰/۲۲
خودکارآمدی		۰/۸۱**	-	۰/۸۱**	۰/۳۴
ویژگی‌های شخصیتی	انگیزش تحصیلی	۰/۹۰**	-	۰/۹۰**	۰/۳۶
کمال‌گرایی		۰/۷۳**	-	۰/۷۳**	۰/۲۵

** معنادار در سطح ۰/۰۱، * معنادار در سطح ۰/۰۵



شکل ۲. ضرایب استاندارد شده مدل خودناتوان‌سازی تحصیلی

۰/۰۶ بود. بنابراین همه متغیرهای آشکار برای اندازه‌گیری متغیر مکنون مربوط به خودشان شاخص‌های قابل اعتمادی هستند. تأثیرات مستقیم، غیرمستقیم و کل متغیرها در جدول ۶ گزارش شده‌اند.

جدول ۶- تأثیرات مستقیم، غیرمستقیم و کل متغیرها

** معنادار در سطح ۰/۰۱، * معنادار در سطح ۰/۰۵

اثرات مستقیم ویژگی‌های شخصیتی، عزت نفس، کمال‌گرایی، عملکرد تحصیلی و انگیزش تحصیلی بر روی خودناتوان‌سازی تحصیلی در سطح ۰/۰۱ معنادار شد. متغیرهای مذکور به ترتیب ۰/۲۹، ۰/۱۸، ۰/۱۸، ۰/۱۱، ۰/۰۹، ۰/۰۶ از واریانس خودناتوان‌سازی تحصیلی را تبیین کردند. همچنین اثرات مستقیم عزت نفس و خودکارآمدی بر روی عملکرد تحصیلی در سطح ۰/۰۱ و اثرات مستقیم ویژگی‌های شخصیتی و کمال‌گرایی بر روی انگیزش تحصیلی نیز در سطح ۰/۰۱ معنادار شد. عزت نفس و خودکارآمدی به ترتیب ۲۲ و ۳۴ درصد از واریانس عملکرد تحصیلی و ویژگی‌های شخصیتی و کمال‌گرایی به ترتیب ۳۶ و ۲۵ درصد از واریانس انگیزش تحصیلی را تبیین کردند. در این بین بیشترین تأثیر مستقیم معنادار را کمال‌گرایی بر روی خودناتوان‌سازی داشته و کمترین تأثیر مستقیم معنادار را کمال‌گرایی بر روی انگیزش تحصیلی داشته است. در مجموع ۹۱ درصد از تغییرات

بر اساس جدول ۴، ستون آخر مجذور همبستگی چندگانه (R^2) را نشان می‌دهد که به عبارتی میزان واریانس تبیین‌شده هر کدام از متغیرهای مکنون توسط متغیر آشکار مربوطه است. در مجموع ۸۸ درصد از واریانس ویژگی‌های شخصیتی، ۹۲ درصد از واریانس عزت نفس، ۷۶ درصد از واریانس کمال‌گرایی، ۹۴ درصد از واریانس خودکارآمدی، ۹۶ درصد از واریانس عملکرد تحصیلی، ۸۶ درصد از واریانس انگیزش تحصیلی و ۷۹ درصد از واریانس خودناتوان‌سازی تحصیلی توسط متغیرهای آشکارشان تبیین شد. تمام ضرایب مسیر در سطح ۰/۰۵ و ۰/۰۱ معنادار به دست آمده‌اند و می‌توان نتیجه گرفت که متغیرهای آشکار از اعتبار کافی برخوردار بوده و شاخص‌های مناسبی برای اندازه‌گیری متغیرهای مکنون به شمار می‌روند. اعتبار ترکیبی متغیرهای مکنون از طریق فرمول زیر (کلانتری، ۱۳۹۲) محاسبه شد.

$$p_c = \frac{(\sum \lambda)^2}{[(\sum \lambda)^2 + (\sum \theta)]}$$

شاخص p_c برابر با اعتبار ترکیبی، شاخص λ برابر با بارهای عاملی مربوط به متغیرهای آشکار و شاخص θ برابر با واریانس خطای متغیرهای آشکار است.

با جایگذاری مقادیر مربوطه میزان اعتبار ترکیبی برای متغیرهای مکنون پژوهش به دست آمد که همگی بالای

خودناتوان‌سازی تحصیلی، ۵۶ درصد از تغییرات عملکرد تحصیلی و ۶۱ درصد از تغییرات انگیزش تحصیلی توسط متغیرهای بیرونی‌شان تبیین شد.

در مورد تأثیرات غیر مستقیم بین متغیرها باید گفت که تأثیرات غیرمستقیم ویژگی‌های شخصیتی و خودکارآمدی بر خودناتوان‌سازی در سطح ۰/۰۱ و اثرات غیر مستقیم کمال‌گرایی و عزت نفس بر روی آن در سطح ۰/۰۵ معنی دار شد. این مطلب نشان می‌دهد که ویژگی‌های شخصیتی و کمال‌گرایی می‌توانند با میانجی‌گری انگیزش تحصیلی و خودکارآمدی و عزت نفس نیز با میانجی‌گری عملکرد تحصیلی، خودناتوان‌سازی را به میزان مناسبی تبیین کنند. شکل ۲ ضرایب استاندارد شده مدل خودناتوان‌سازی را نمایش می‌دهد.

بحث و نتیجه‌گیری

هدف نهایی این پژوهش پس از طراحی و تدوین مدل پیشنهادی، به‌دست آوردن مدلی بود که با داده‌های موجود برازش خوبی داشته باشد که با توجه به شاخصهای به‌دست آمده می‌توان نیکویی برازش قابل قبولی را برای این مدل اظهار کرد. یافته‌ها فرضیه اصلی پژوهش را مبنی بر برازش مدل با داده‌ها را تأیید کردند. این مطلب با نتایج پژوهشهای وانت و کلیتمن (۲۰۰۶)، کادویل و همکاران (۲۰۱۱) و اوموندسن (۲۰۰۱) همسو است.

از یافته‌های پژوهش چنین بر می‌آید که ویژگی‌های شخصیتی هم به طور مستقیم و هم به طور غیر مستقیم قویاً خودناتوان‌سازی تحصیلی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. این یافته با پژوهشهای راس و همکاران (۲۰۰۲)، رودوالد و همکاران (۲۰۰۶)، بوبو و همکاران (۲۰۱۳)، مک‌کرا و همکاران (۲۰۰۸) همسو است. طبق نتایج کسانی که در میزان مؤلفه روان آزاده‌گرایی از شدت بیشتری برخوردارند بیشتر دچار رفتارهای خودناتوان‌ساز خواهند شد از طرف دیگر افراد خودناتوان‌ساز در میزان برون‌گرایی، موافق‌بودن و با وجدان بودن حد میانه‌ای را از خود بروز می‌دهند اما در نهایت با بالا رفتن میزان

گشودگی افراد تمایل کمتری به خودناتوان‌سازی پیدا خواهند کرد. همچنین ویژگی‌های شخصیتی تأثیر مستقیم اندکی بر انگیزش تحصیلی دارد و از این مطلب می‌توان دریافت که احتمالاً هرچه ویژگی‌های شخصیتی به ضرایب به‌دست آمده در پژوهش نزدیکتر باشد میزان انگیزش تحصیلی بالاتر خواهد بود.

یافته دیگر پژوهش حاکی از آن است که عزت نفس به طور مستقیم خودناتوان‌سازی تحصیلی را تحت تأثیر قرار می‌دهد و می‌تواند تأثیر غیر مستقیم معناداری بر آن داشته باشد. در واقع عملکرد تحصیلی می‌تواند در این رابطه نقش میانجی‌گری را ایفا کند. این یافته منطبق بر نتایج پژوهشهای ریچاردز و جانسون (۲۰۰۲)، لوپین و همکاران (۲۰۱۰) و شوینگر و استینز میر-پلستر (۲۰۱۱) است. اما عزت نفس تأثیر مستقیم مثبت و معناداری نیز بر عملکرد تحصیلی دارد که هر چند این تأثیر خیلی قوی نیست اما قابل تأمل است. در واقع هر چه میزان عزت نفس افراد بالاتر باشد احتمال اینکه عملکرد تحصیلی بهتری را از خود نشان دهند افزایش می‌یابد.

یافته بعدی پژوهش نشان دهنده تأثیر مستقیم مثبت و معنادار کمال‌گرایی بر خودناتوان‌سازی تحصیلی است. به بیان دیگر اگر افراد جامعه مورد پژوهش دارای میزان بالایی از کمال‌گرایی باشند احتمال اینکه رفتارهای خودناتوان‌ساز را از خود بروز دهند بسیار است. همچنین کمال‌گرایی از طریق انگیزش تحصیلی به طور غیر مستقیم خودناتوان‌سازی تحصیلی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. این یافته منطبق با نتایج پژوهشهای فراری و تامپسون (۲۰۰۶)، اویسال و لو (۲۰۱۰)، نیکنام و همکاران (۱۳۸۹) است. ضمناً کمال‌گرایی تأثیر مستقیم و مثبتی را بر روی انگیزش تحصیلی اعمال می‌کند. این یافته بیانگر این است که احتمالاً با افزایش میزان کمال‌گرایی در افراد جامعه مورد نظر، میزان انگیزش تحصیلی آنان نیز افزایش پیدا خواهد کرد.

دیگر یافته پژوهش حاکی از تأثیر غیرمستقیم مثبت و معنادار خودکارآمدی بر خودناتوان‌سازی تحصیلی است.

به موفقیت بردارند. این یافته منطبق بر نتایج پژوهشهای میدگلی و اوردان (۲۰۰۱)، اسمیت و همکاران (۲۰۰۲) و چن و سنگ (۲۰۱۲) اما تأثیر انگیزش تحصیلی بر عملکرد تحصیلی معنادار نشد.

ضرایب استاندارد شده مسیرهایی که از کمال‌گرایی به مؤلفه‌های مربوطه وصل شده‌اند بیانگر رابطه نسبتاً قوی بین این متغیر مکنون و متغیرهای آشکاری است که آن را اندازه‌گیری می‌کنند. در واقع این متغیرهای آشکار اندازه‌های مناسبی را از میزان کمال‌گرایی فراهم می‌کنند. همین مسئله در مورد متغیرهای مکنون ویژگی‌های شخصیتی و انگیزش تحصیلی نیز اتفاق افتاده است و متغیرهای آشکاری که برای این مدل انتخاب شده‌اند همگی بارعاملی قوی روی متغیر مکنون موردنظر خود دارند.

متغیرهای مکنون درونی همگی تقریباً به یک میزان خودناتوان‌سازی تحصیلی را تحت تأثیر قرار داده‌اند از بارعاملی مناسبی برخوردارند. البته در این میان عزت نفس دارای ضریب استاندارد شده بالاتری بوده که اهمیت بیشتری را داراست. در واقع با افزایش عزت نفس می‌توان خودناتوان‌سازی تحصیلی کمتری را در جامعه پژوهشی انتظار داشت.

در نهایت مسیری که از عزت نفس به عملکرد تحصیلی و سپس از آن به خودناتوان‌سازی تحصیلی می‌رسد مهمترین و اثرگذارترین مسیر پژوهش بوده و پیشنهاد می‌شود با تمرکز و کنترل روی اثرات عزت نفس بر عملکرد تحصیلی و در ادامه اثرات عملکرد تحصیلی بر خودناتوان‌سازی تحصیلی می‌توان به بهبود و ارتقاء وضعیت تحصیلی دانشجویان پرداخت. باید توجه داشت که برای تدوین مدل بهتر است ابتدا مبانی نظری را لحاظ کرده و بعد از آن به سنجش مدل پرداخت.

به بیان دیگر در این رابطه عملکرد تحصیلی به خوبی نقش متغیر میانجی را ایفا کرده است. این مطلب نشان می‌دهد که با توجه به تأثیرات خودکارآمدی بر عملکرد تحصیلی افراد جامعه مورد پژوهش احتمالاً بتوان تغییرات خودناتوان‌سازی تحصیلی را تبیین کرد. این یافته با نتایج پژوهشهای اسمیت و همکاران، ۲۰۰۲ و پولفورد و همکاران، ۲۰۰۵ همسو است.

یافته بعدی پژوهش نشان می‌دهد که عملکرد تحصیلی تأثیر مستقیم و مثبتی بر خودناتوان‌سازی تحصیلی دارد و این نشان دهنده این مطلب است که در جامعه مورد پژوهش هرچه عملکرد تحصیلی بهتر شود و افراد نمرات بالاتری را کسب نمایند احتمال بروز خودناتوان‌سازی در آنها کمتر خواهد بود. در واقع طبق نظریه خودارزشی کاوینگتون، در نظام آموزشی افراد نیازمند آن هستند تا با به‌دست آوردن شایستگی تحصیلی به این باور برسند که در محیط آموزشی مفید هستند. بنابراین فراگیرندگان تمایل دارند تا در صورت بروز عملکرد درسی ضعیف به نوعی ارزش خود را حفظ کنند و این اتفاق هنگامی بیشتر رخ می‌دهد که فراگیرندگان قبلاً از عملکرد تحصیلی خوبی برخوردار بوده‌اند (کاوینگتون، ۱۹۸۴). این یافته با نتایج پژوهشهای هرت و مک‌کرا (۲۰۰۹)، چانگ (۲۰۱۰) و تولیتی (۱۳۹۰) همخوانی دارد. عملکرد تحصیلی تأثیر مستقیم مثبت و معناداری بر انگیزش تحصیلی دارد. به عبارتی افزایش انگیزش تحصیلی تا حدودی متأثر از ارتقاء عملکرد تحصیلی است و از طریق انگیزش فراگیرندگان ترغیب می‌شوند تا تکالیف و وظایف درسی خود را برای رسیدن به سطح خاصی از مهارت، تخصص و موفقیت به بهترین شکل انجام دهند.

آخرین یافته پژوهش مربوط به تأثیرات انگیزش تحصیلی است. طبق نتایج به‌دست آمده انگیزش تحصیلی به طور مستقیم تأثیر معناداری بر خودناتوان‌سازی تحصیلی دارد. هرچه انگیزش تحصیلی در افراد قوی‌تر باشد بیشتر احتمال دارد که از رفتارهای خودناتوان‌ساز اجتناب کنند و گامهای بیشتری در راه رفع مشکلات درسی و رسیدن

منابع

- شریفی، علی اکبر و داوری، رقیه (۱۳۹۱). شیوع ناتوانی‌های یادگیری در دانش‌آموزان پایه ی اول و دوم ابتدایی استان چهارمحال و بختیاری. مجله‌ی ناتوانی‌های یادگیری، ۱(۲)، ۶۳-۷۶
- شهنی بیلاق، منیجه، کرمی، جهانگیر، شکرشکن، حسین و مهرابی زاده هنرمند، مهناز. (۱۳۸۱). بررسی همه‌ی یگرشناسی ناتوانی یادگیری املا در دانش‌آموزان دختر و پسر دوره ی ابتدایی شهر اهواز و اثر درمان چند حسی در کاهش ناتوانی یادگیری املا در آنان. مجله ی علوم تربیتی و روانشناسی دانشگاه شهید چمران اهواز، ۳ (۳و۴)، ۱۴۴-۱۲۹.
- رضوی، عباس. (۱۳۸۶). مباحث نوین در فناوری آموزشی. اهواز: انتشارات دانشگاه اهواز.
- زارعی زوارکی، اسماعیل و جعفرخان، فاطمه. (۱۳۸۸). چندرسانه‌ای آموزش و نقش آن در آموزش ویژه. تعلیم و تربیت استثنایی، (۹۸-۹۹)، ۳۰-۲۲.
- زارع، حسین، امیری آهوئی، فرزانه و تاراج، شیرین. (۱۳۸۸). تأثیر بازیهای آموزشی بر حافظه کوتاه مدت و املا ی دانش‌آموزان پایه ابتدایی با ناتوانیهای ویژه یادگیری. پژوهش در حیطه کودکان استثنایی، ۹ (۴)، ۳۷۴-۳۶۷.
- ضامنی، فرشیده و کاردان، سحر. (۱۳۸۹). تأثیر کاربرد فن آوری اطلاعات و ارتباطات در یادگیری درس ریاضی. فصلنامه فن آوری اطلاعات و ارتباطات در علوم تربیتی، ۱(۱)، ۲۳-۳۸.
- عالمی، محمد حسین. (۱۳۷۷). نظریه یادگیری و مواد آموزشی چند رسانه‌ای. رشد تکنولوژی آموزشی، دوره ۱۵، شماره ۶.
- عزیزی ابرقویی، محسن. (۱۳۸۷). رابطه ی بین خودکارآمدی و کیفیت تجارب یادگیری با فرسودگی تحصیلی دانشجویان کارشناسی ارشد. پایان نامه ی کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبایی تهران.
- ضرابیان، فروزان؛ رستگارپور، حسین؛ زندی، بهمن؛ سرمدی، محمدرضا و فرج‌اللهی، مهران (۱۳۸۹). تأثیر برنامه‌ی یادگیری الکترونیکی بر مهارت املانویسی دانش‌آموزان، مبتنی بر اصول طراحی. نشریه‌ی علمی پژوهشی فناوری آموزشی، (۴) ۳، ۲۴۸-۲۳۵.
- کجباف، محمدباقر، لاهیجانیان، زهرا و عابدی، احمد. (۱۳۸۹). مقایسه نیم رخ حافظه کودکان عادی با کودکان دچار
- ابراهیمی چابکی، محمدصادق. (۱۳۹۲). املا و نظام نوشتاری زبان فارسی. تعلیم و تربیت استثنایی، ۱۳ (۲)، ۲۹-۳۴.
- آقازاده، احمد. (۱۳۸۳). مسائل آموزش و پرورش ایران، تهران: انتشارات سمت.
- احدی، حسن؛ کاکاوند، علیرضا. (۱۳۸۹). اختلالهای یادگیری (از نظریه تا عمل) به همراه راهکارهای عملی جهت رفع مشکلات رایج تحصیلی و یادگیری. تهران: انتشارات ارسباران.
- احمدی، مسعود؛ فلاح، وحید و میرزاخانی، سمانه. (۱۳۹۰). مقایسه تأثیر آموزش چند رسانه‌ای تعاملی با چندرسانه‌ای غیرتعاملی بر میزان یادگیری دانش‌آموزان ابتدایی، فصلنامه فناوری اطلاعات و ارتباطات در علوم تربیتی، (۱)، ۱۱۷، ۱۳۱.
- باعزت، فرشته. (۱۳۸۹). نقش پردازش گر کلمه همراه با راهبردهای خود پریشی بر بهبود مشکلات املا ی دانش‌آموزان پایه ی سوم ابتدایی دچار اختلال نوشتاری. فصلنامه ی روان شناسی کاربردی، ۲ (۱۴)، ۷۱-۵۸.
- بختیاری براتی، سیامک. (۱۳۷۶). بررسی رابطه ساده و چندگانه متغیرهای خود اثربخش، عزت نفس و خودیابی با عملکرد تحصیل ی در دانش‌آموزان سال سوم نظام جدید شهر اهواز. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید چمران اهواز.
- پورافکاری، نصرت الله، (۱۳۸۵). فرهنگ جامع روانشناسی و روانپزشکی و زمینه‌های وابسته. تهران: انتشارات فرهنگ معاصر.
- سلیمی، مسعود. (۱۳۸۶). اختلال یادگیری، بیان نوشتاری. نشریه تعلیم و تربیت استثنایی، (۵۷)، ۳۰-۲۰.
- سلیمانی نسب، فریده. (۱۳۷۳). بررسی نگرش دانش‌آموزان دختر نسبت به ریاضیات و پاره‌ای از عوامل شکل دهنده به آن. پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه الزهرا.
- سیف نراقی، مریم و نادری، عزت الله. (۱۳۸۴). نارساییهای ویژه در یادگیری و چگونگی تشخیص و روشهای بازپروری. تهران: انتشارات مکیال.
- شریفی درآمدی، پرویز. (۱۳۸۰). روان شناسی تحولی، تهران: خوشنواز.

- New York: Macmillan Publishing Company.
- Linenbrink, E. A., & Pintrich, P. R. (2002). Motivation as enabler of academic success. *School Psychology Review*, 31(3), 313-327.
- Vlachos, F., & Karapetsas, A. (2003). Visual memory deficit in children with learning disabilities. *Journal of Learning Disabilities*, 27(3), 210-214.
- Hurday, M., Luck, S., & Zu, F. (2007). The survey of effect of multi media on Amercian student ' s exteracurriculum. Boston: McGraw-hil
- Hill, R.(2005). *Learning Disabilities: Anew Definition*. Learning Disabilities Association of Region 11181 Yonge Street, Unit 221.
- ناتوانیهای یادگیری در املا، ریاضی و روخوانی. تازه های علوم شناختی، ۱۲ (۱)، ۲۵-۱۷.
- کدیور، پروین. (۱۳۸۸). روانشناسی یادگیری. تهران: انتشارات سمت.
- گلزاری، زینب. (۱۳۸۳). تأثیر به کارگیری طراحی آموزشی دست سازه و نرم افزارهای محقق ساخته درس ریاضی دوره راهنمایی بر یادگیری دانش آموزان دختر شهر تهران و مقایسه این دو روش با روش تدریس. پایان نامه چاپ نشده. دانشگاه تربیت معلم تهران.
- لرنر، ژانت. (۱۹۹۷). ناتوانیهای یادگیری نظریه ها، راهبردها و روشها. ترجمه عصمت دانش. ۱۳۸۴. تهران: انتشارات دانشگاه شهید بهشتی.
- مایر، ریچارد ای. (۲۰۰۱). یادگیری چندرسانه ای، ترجمه ی موسوی، مهسا. (۱۳۸۴). چاپ اول. تهران: نشر موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه ریزی.
- ملکیان، فرامرز و آخوندی، آذر. (۱۳۸۹). تأثیر چندرسانه ای آموزشی در درمان اختلال املائی دانش آموزان ویژه ی یادگیری. فصل نامه ی اندیشه های تازه در علوم تربیتی، ۶ (۱)، ۱۶۲-۱۴۵.
- نجفی، حسین و محمدی، خسرو. (۱۳۸۵). تأثیر فناوری اطلاعات بر پیشرفت تحصیلی دانش آموزان دبیرستان های شهر اردبیل ۸۵-۸۴. پایان نامه کارشناسی ارشد، برگرفته از <http://www.mha4.blogfa.com>
- نوروزی، داریوش؛ احمدزاده بیانی، احمد و آقابراتی، نجمی. (۱۳۹۰). تأثیر آموزش چندرسانه ای بر میزان یادگیری و یادداری درس ریاضی دانش آموزان پسر درخودمانده، فصلنامه روانشناسی افراد استثنایی ۱(۴): ۲۳-۵۲.
- Khana, T. M. (2010), The effects of multimedia learning on children with different special education needs. *Procedia Social and Behavioral Sciences*, 2, 4341-4345, Available online at www.sciencedirect.com.
- Pivec, P. Pivec, M.(2011). digital Games: changing Education, one raid at a time. *International Journal of Game-Based Learning*, 1 (1), 1-18.
- Hofsteter, F. T. (1996). *Multimedia literacy*. New York: Mac Graw- Hill.
- Henich, R. (1993). *Instructional media and the new technologies of instruction*.



Modeling of academic self-handicapping in university students of Tehran

Mohammad SayyedSalehi ^{1*}, Noorali Farrokhi ²

- 1) M.A of assessment and measurement (psychometrics) at Allameh Tabataba'i University
- 2) Faculty member of assessment and measurement at Allameh Tabataba'i University

*Corresponding author: Mohammad.salehi20@yahoo.com

Abstract

This research was conducted to determine the causal relationships of variables that have most effect on academic self-handicapping in the university students of Tehran. The population was the university students of Tehran that 520 people were selected from the universities of Allameh Tabataba'i, Tehran, south branch of Payam-e-Noor & south branch of Islamic Azad through voluntary sampling. The research tools was include the NEO-FFI, perfectionism Multidimensional Questionnaire, General self-efficacy Questionnaire, classroom motivational scale, Jones & Rhodewalt academic self-handicapping Questionnaire, Rosenberg self-esteem Questionnaire. The data were analyzed using structural equations modeling. The findings provided a robust support for the hypothesized structural relationships and show that personality traits, perfectionism, self-esteem, academic performance and academic motivation could directly affect academic self-handicapping and self-efficacy could indirectly affect academic self-handicapping with the mediating effects of academic performance. Also personality traits and perfectionism could indirectly affect academic self-handicapping with the mediating effects of academic performance and academic motivation. With the increase in neuroticism and by reducing the openness experience, academic self-handicapping will likely emerge and also high level of self-esteem, self-efficacy and academic motivation Will lead to lower levels of academic self-handicapping but high level of perfectionism and academic performance Increases the academic self-handicapping behaviors.

Key words: academic motivation, academic self-handicapping, perfectionism, personality traits, self-esteem.
