

ویژگی های روانسنجی نسخه فارسی مقیاس ذهنیت رشد در دانش آموزان تیزهوش کم پیشرفت Psychometric Properties of the Persian Version of the Growth Mindset Scale Underachieving Gifted Students

Narjes Amani Movahed

Ph.D. Student of Educational Psychology, Department of Psychology, Isf.C., Islamic Azad University, Isfahan, Iran.

Mansoureh Bahramipour Isfahani *

Assistant Professor, Department of Psychology, Isf.C., Islamic Azad University, Isfahan, Iran.
bahramipourisfahani@iau.ac.ir

Zahra Yousefi

Associate Professor, Department of clinical Psychology, Isf. C., Islamic Azad University, Isfahan, Iran.

نرجس امانی موحد

دانشجوی دکتری روانشناسی تربیتی، گروه روانشناسی، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران.

(نویسنده مسئول)

منصوره بهرامی پور اصفهانی

استادیار گروه روانشناسی، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران.

زهرا یوسفی

دانشیار گروه روانشناسی بالینی، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران.

Abstract

The present study aimed to determine the psychometric properties of the Persian version of the growth mindset scale among underachieving gifted students. The present study was descriptive-correlational and a type of psychometric study. The statistical population of this study included first-grade students of Sampad Secondary Schools in Isfahan city during the academic year 2024- 2025. From this population, 308 people were identified and referred by school staff, and all of them were included in the study. Participants responded to the research instruments, including the Growth Mindset Scale (GMS, Sigmundsson & Haga, 2024) and Irrational Beliefs Test (IBT, Jones, 1986). The validity of the scale was examined using confirmatory factor analysis and concurrent validity, and the reliability of the scale was calculated using Cronbach's alpha, and temporal stability was examined using the test - retest reliability method with a 2-week interval. The results of confirmatory factor analysis confirmed the unidimensional factor structure of this scale. Negative correlations between growth mindset and excessive expectations ($r = -0.43$, $p < 0.01$), self-blame ($r = -0.51$, $p < 0.01$), reaction to frustration ($r = -0.32$, $p < 0.01$), problem avoidance ($r = -0.59$, $p < 0.01$), and helplessness for change ($r = -0.48$, $p < 0.01$) indicated the concurrent validity of the scale. The Cronbach's alpha coefficient of the growth mindset scale was estimated to be 0.80, and the test-retest reliability coefficient over a two-week interval was 0.84. Overall, the results indicated that the Persian version of the Growth Mindset Scale had appropriate psychometric properties in underachieving gifted students and could be used.

Keywords: Psychometric Properties, Growth Mindset, Underachieving Gifted, Students.

چکیده

مطالعه حاضر با هدف تعیین روانسنجی نسخه فارسی مقیاس ذهنیت رشد در دانش آموزان تیزهوش کم پیشرفت انجام شد. پژوهش حاضر توصیفی-همبستگی و از نوع مطالعات روانسنجی بود. جامعه آماری این پژوهش شامل دانش آموزان کم پیشرفت مدارس سمپاد متوسطه اول شهر اصفهان در سال تحصیلی ۱۴۰۵-۱۴۰۴ بود که از بین آنها ۳۰۸ نفر توسط کادر مدارس معرفی و کل افراد وارد پژوهش شدند. شرکت کنندگان به ابزارهای مورد استفاده در پژوهش، شامل مقیاس ذهنیت رشد (GMS، سیگموندسون و هاگا، ۲۰۲۴) و آزمون باورهای غیرمنطقی (IBT، جونز، ۱۹۸۶) پاسخ دادند. روایی پرسشنامه با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی و روایی همزمان بررسی شد. و پایایی به روش همسانی دورنی با محاسبه ضریب آلفای کرونباخ و ثبات زمانی به روش پایایی بازآزمایی با فاصله زمانی دو هفته مورد محاسبه قرار گرفت. نتایج تحلیل عاملی تأییدی، روایی سازه تک عاملی این مقیاس را مورد تأیید قرار داد. همبستگی منفی بین ذهنیت رشد با انتظارات بیش از حد ($r = -0.43$, $p < 0.01$)، خودسرزنشگری ($r = -0.51$, $p < 0.01$)، واکنش به ناکامی ($r = -0.32$, $p < 0.01$)، اجتناب از مشکل ($r = -0.59$, $p < 0.01$) و درماندگی در تغییر ($r = -0.48$, $p < 0.01$)، حاکی از تأیید روایی همزمان مقیاس بود. ضریب آلفای کرونباخ مقیاس ذهنیت رشد برابر با ۰/۸۰ و ضریب پایایی بازآزمایی با فاصله دو هفته برابر با ۰/۸۴ برآورد شد. در مجموع نتایج حاکی از این بود که نسخه فارسی مقیاس ذهنیت رشد در دانش آموزان تیزهوش کم پیشرفت از روانسنجی مناسبی برخوردار است و می تواند مورد استفاده قرار گیرد.

واژه های کلیدی: ویژگی های روانسنجی، ذهنیت رشد، تیزهوش کم پیشرفت، دانش آموزان.

مقدمه

موفقیت تحصیلی دانش آموزان تیزهوش کم پیشرفت، به عنوان یکی از چالش های چندبعدی نظام های آموزشی معاصر، توجه فزاینده ای را به خود جلب کرده است (پنیا- سان خوزه^۱ و همکاران، ۲۰۲۵). برخی از نوجوانان تیزهوش، نمرات پایین یا عدم مشارکت دست و پنجه نرم می کنند. این امر کم پیشرفت نامیده می شود و می تواند بر اعتماد به نفس و فرصت های آینده آنها تأثیر بگذارد (سیپری^۲ و همکاران، ۲۰۲۵). این گروه از فراگیران، علی رغم برخورداری از توانمندی های شناختی برتر، به دلیل عواملی چون بی انگیزگی تحصیلی، خودپنداره منفی، یا ناکارآمدی بافت یادگیری، عملکردی پایین تر از ظرفیت واقعی خود نشان می دهند (سیگموندسون و هاگا^۳، ۲۰۲۴الف). چنین شکافی میان توانایی و عملکرد، نه تنها پیامدهای فردی همچون سرخوردگی و افت تحصیلی را به دنبال دارد، بلکه از منظر کلان، مانند مسئله ای اجتماعی، زمینه ساز اتلاف سرمایه انسانی و تشدید نابرابری های آموزشی می گردد (گلدستون^۴ و همکاران، ۲۰۲۴). غفلت از شکوفایی استعداد های این قشر مستعد، جامعه را از نقش آفرینی آنان در پیشرفت علمی و فرهنگی محروم ساخته و چرخه معیوب کم پیشرفتی را تداوم می بخشد (العکاد^۵ و همکاران، ۲۰۲۴).

یکی از عوامل کلیدی که می تواند بر پیشرفت تحصیلی و شخصیتی این دانش آموزان تأثیر بگذارد، ذهنیت رشد^۶ است (دسمت^۷ و همکاران، ۲۰۲۵). این سازه که ریشه در نظریه های ضمنی هوش دوئیک^۸ (۲۰۰۶) دارد، به باورهای بنیادین افراد در خصوص ماهیت توانایی های شناختی، هوش، و ویژگی های شخصی اشاره می کند (دوئیک، ۲۰۱۶)، بر اساس این چارچوب نظری، دو دسته ذهنیت قابل تشخیص و تفکیک هستند: نخست، ذهنیت ثابت^۹، که بر اساس آن هوش و توانایی ها پدیده هایی ایستا، تغییرناپذیر و ذاتی تلقی می شوند؛ و دوم، ذهنیت رشد که در مقابل، هوش را ماهیتی انعطاف پذیر، پویا و قابل توسعه از طریق یادگیری، تلاش مستمر، ممارست و به کارگیری راهبردهای مؤثر می داند (دوئیک و یگر^{۱۰}، ۲۰۱۹). این تمایز بنیادین در باورهای فرد نسبت به ماهیت توانایی ها، پیامدهای عمیق و چشمگیری برای فرایندهای شناختی، عاطفی، و رفتاری فراگیران در موقعیت های آموزشی و تحصیلی به همراه دارد (کلارو و لوب^{۱۱}، ۲۰۲۴). دانش آموزانی که دارای ذهنیت ثابت هستند، عموماً شکست ها و ناکامی های تحصیلی را نشانه ای از کم توانی ذاتی و عدم کفایت شخصی تلقی می کنند، از این رو به طور سیستماتیک از مواجهه با چالش ها، تکالیف دشوار و بازخوردهای منفی اجتناب می ورزند، زیرا این موقعیت ها تهدیدی برای خودپنداره و تصویر ذهنی آنان از توانایی هایشان محسوب می شود (چنگ^{۱۲} و همکاران، ۲۰۲۴). در مقابل، دانش آموزان دارای ذهنیت رشد، ناکامی ها و شکست ها را نه به عنوان شاهی بر ناتوانی، بلکه به فرصت هایی ارزشمند برای یادگیری، کسب تجربه، و شناسایی راهبردهای نوین و مؤثرتر قلمداد می کنند (ژانگ و لی^{۱۳}، ۲۰۲۵). این گروه از فراگیران در برابر موانع و دشواری ها پایداری و استقامت بیشتری از خود نشان می دهند، از انتقادهای سازنده به عنوان ابزاری برای بهبود عملکرد خود استفاده می کنند، و چالش ها را نه تهدید، بلکه زمینه ای برای رشد و شکوفایی استعدادهای خویش می بینند (تنگ^{۱۴} و همکاران، ۲۰۲۴؛ ایر^{۱۵} و همکاران، ۲۰۲۴). پژوهش های گسترده و نظام مندی که در دو دهه اخیر انجام شده، دامنه تأثیرگذاری ذهنیت رشد را فراتر از حیطه پیشرفت تحصیلی صرف گسترش داده و نقش تعیین کننده آن را در ابعاد مختلف بهزیستی روان شناختی، سلامت هیجانی، کاهش اضطراب و سازگاری اجتماعی فراگیران نیز به اثبات رسانده اند (کائو^{۱۶} و همکاران، ۲۰۲۵؛ یانگ^{۱۷} و همکاران، ۲۰۲۵). ذهنیت رشد، از طریق تقویت انعطاف پذیری روانی^{۱۸}، تغییر سبک اسنادی فرد از نسبت دهی شکست ها به عوامل پایدار و درونی به سمت عوامل ناپایدار و قابل تغییر، و

1. Peña-San José
2. Sypré
3. Sigmondsson & Haga
4. Gladstone
5. Al-Akkad
6. Growth mindset
7. Desmet
8. Dweck
9. Fixed Mindset
10. Dweck & Yeager
11. Claro & Loeb
12. Chang
13. Zhang & Li
14. Teng
15. Iyer
16. Cao
17. Yang
18. Psychological Flexibility

نیز بازسازی شناختی نگرش فرد نسبت به ناملایمات و رویدادهای استرس‌زا، نقش مهمی در ارتقای سلامت روان و کاهش آسیب‌پذیری‌های هیجانی ایفا می‌کند (سیگموندسون و هاگا، ۲۰۲۴). به بیان دقیق‌تر، این سازه به عنوان یک بافر روانی^۱ یا سپر محافظ عمل کرده، اثرات نامطلوب قرار گرفتن در معرض عوامل استرس‌زای تحصیلی و اجتماعی را تعدیل می‌کند، حساسیت فرد به نشانگان اضطرابی و افسردگی را کاهش می‌دهد، و ظرفیت فرد را برای سازگاری مؤثر با چالش‌ها و فشارهای روانی افزایش می‌دهد (مندوزا و یان، ۲۰۲۵). با توجه به این شواهد، می‌توان ذهنیت‌رشد را به عنوان عاملی تعیین‌کننده در تبیین شکاف میان توانایی و عملکرد در دانش‌آموزان تیزهوش کم‌پیشرفت در نظر گرفت (دسمت و همکاران، ۲۰۲۵). باور به تغییرپذیری هوش، می‌تواند این دانش‌آموزان را از سرخورده‌گی ناشی از عملکرد پایین‌های بخشیده، انگیزش آنان را برای به کارگیری ظرفیت‌های شناختی برترشان تقویت کند و آنان را به سوی جبران کم‌پیشرفتی سوق دهد (کای^۳ و همکاران، ۲۰۲۶).

اندازه‌گیری سازه‌های روان‌شناختی همواره با چالش‌های مفهومی و روش‌شناختی همراه است و ذهنیت‌رشد نیز از این قاعده مستثنا نیست (موردوگلو^۴ و همکاران، ۲۰۲۴). برای سنجش این سازه، پرکاربردترین ابزار، مقیاس نظریه‌های هوش^۵ است که توسط دوئیک و همکاران (۱۹۹۵) طراحی شده و هر دو مؤلفه ذهنیت ثابت و رشد را می‌سنجد. با این حال، سیگموندسون و هاگا (۲۰۲۴) در مقاله خود استدلال می‌کنند که مقیاس مذکور عمدتاً ذهنیت ثابت را اندازه‌گیری می‌کند و برای سنجش اختصاصی ذهنیت‌رشد، نیاز به ابزاری مستقل وجود دارد. آنان تأکید می‌کنند که اگرچه ذهنیت‌رشد و ذهنیت ثابت با یکدیگر مرتبط هستند، اما این دو سازه باید به صورت جداگانه و با ابزارهای متمایز مورد سنجش قرار گیرند. در واقع انتخاب ابزار اندازه‌گیری و منبع نسخه‌های مقیاس‌ها می‌تواند تفسیر نتایج را به شکل معناداری تغییر دهد و به تبع آن، استنتاج‌های پژوهشی درباره پایداری و فرایند توسعه ذهنیت را تحت تأثیر قرار دهد. بنابراین، لازم است ذهنیت ثابت و رشد را به صورت جداگانه بررسی و آن‌ها را به عنوان ساختارهای جداگانه در نظر گرفت (یان و شواتز^۶، ۲۰۲۳). در همین راستا، سیگموندسون و هاگا (۲۰۲۴) مقیاس ۸ گویه‌ای ذهنیت‌رشد را معرفی کرده‌اند که ویژگی‌های روانسنجی اولیه آن (آلفای کرونباخ ۰/۸۳ و پایایی بازآزمایی ۰/۸۱ پس از دو هفته) مطلوب گزارش شده است. نکته حائز اهمیت آنکه همبستگی ضعیف ۰/۱۶ بین نمره کل این مقیاس با مقیاس نظریه‌های هوش، گویای تمایز سازه‌ای آن از ذهنیت ثابت است و ضرورت کاربرد ابزاری مستقل برای سنجش ذهنیت‌رشد را تأیید می‌کند. با این حال، دو پرسش بی‌پاسخ مانده است: آیا این ویژگی‌های روانسنجی در فرهنگ ایرانی پایدار است؟ آیا روایی همزمان این مقیاس با سازه‌های مرتبط نظری تأیید می‌شود؟ فقدان ابزاری روا و پایا برای سنجش اختصاصی ذهنیت‌رشد در جمعیت دانش‌آموزان تیزهوش کم‌پیشرفت، یک خلأ پژوهشی جدی محسوب می‌شود؛ زیرا بدون چنین ابزاری، نه تنها سنجش دقیق این سازه ممکن نیست، بلکه طراحی مداخلات مبتنی بر ذهنیت‌رشد نیز با ابهام روبه‌رو خواهد بود. از سوی دیگر، در اختیار داشتن مقیاسی معتبر و مختص، محققان، مشاوران و روان‌شناسان آموزشی را قادر می‌سازد تا با تکیه بر سنجشی مجزا از ذهنیت ثابت، به ارزیابی و ارتقای ذهنیت‌رشد در این دانش‌آموزان بپردازند. با توجه به اهمیت ذهنیت‌رشد برای موفقیت تحصیلی، بهزیستی و سلامت روان (که پیش‌تر بیان شد) و نیز فقدان ابزار روا و پایا در جمعیت مذکور، پژوهش حاضر با هدف بررسی روانسنجی نسخه فارسی مقیاس ذهنیت‌رشد در نمونه دانش‌آموزان تیزهوش کم‌پیشرفت انجام شد.

روش

پژوهش حاضر یک مطالعه توصیفی-همبستگی و از نوع مطالعات روانسنجی بود. جامعه آماری این پژوهش شامل تمامی دانش‌آموزان کم‌پیشرفت مدارس سمپاد (استعداد درخشان) دوره متوسطه اول شهر اصفهان در سال تحصیلی ۱۴۰۵-۱۴۰۴ بود. روش نمونه‌گیری به صورت هدفمند (غیرتصادفی) و از نوع سرشماری انجام شد؛ به این ترتیب که پس از اخذ مجوزهای لازم از اداره آموزش و پرورش استان اصفهان و هماهنگی با مدارس سمپاد، از کادر آموزشی خواسته شد لیست دانش‌آموزانی را که در ماه‌های آبان تا دی ماه دچار افت تحصیلی (عدم پیشرفت معنادار در نمرات یا عملکرد تحصیلی) شده بودند، ارائه دهند. تعداد کل دانش‌آموزان کم‌پیشرفت معرفی شده ۳۰۸ نفر بود.

1. Psychological Buffer
 2. Mendoza & Yan
 3. Cai
 4. Muradoglu
 5. Theories of intelligence scale
 6. Yan & Schuetze

بر اساس فرمول کلاین^۱ (۲۰۲۳) برای مطالعات روانسنجی که حداقل حجم نمونه ۲۰۰ تا ۳۰۰ نفر را توصیه می‌کند، کل جامعه واجد شرایط (۳۰۸ نفر) به روش سرشماری وارد پژوهش شدند. ملاک‌های ورود به مطالعه عبارت بودند از داشتن تمایل آگاهانه برای شرکت در پژوهش و امضای رضایت‌نامه آگاهانه توسط دانش‌آموز و والدین، مشغول به تحصیل بودن در پایه‌های هفتم تا نهم مدارس سمپاد، داشتن حداقل یک نمره‌ی درسی کمتر از ۱۲ در دو نوبت متوالی (بر اساس تعریف عملیاتی کم‌پیشرفتی)، عدم تشخیص اختلال روانپزشکی حاد (بر اساس خودگزارشی و تأیید مشاور مدرسه). ملاک خروج از پژوهش نیز شامل ناقص بودن مقیاس و انصراف دانش‌آموز در حین پژوهش بود.

به منظور بکارگیری مقیاس ذهنیت‌رشد سیگموندسون و هاگا (۲۰۲۴) در نمونه ایرانی، پس از کسب اجازه از پدیدآورندگان مقیاس، از دو نفر که به زبان فارسی و انگلیسی مسلط بودند، خواسته شد تا نسخه انگلیسی مقیاس را به فارسی ترجمه کنند، این ترجمه سپس توسط دو مترجم دیگر به انگلیسی برگردانده شد. مقایسه نسخه ترجمه شده به انگلیسی با نسخه اصلی توسط یکی از متخصصین زبان انجام گرفت، که این مقایسه نشان داد بین دو مقیاس هماهنگی وجود دارد، سپس ۶ نفر از متخصصان و اساتید دانشگاه برای تعیین سطح دشواری، میزان عدم تناسب، ابهام در عبارات و یا وجود نارسایی در معانی کلمات استفاده گردید که در نهایت نظرات آنان به صورت تغییراتی جزئی در مقیاس اعمال شد. پس از شناسایی و رفع ابهامات موجود در سؤالات، نسخه نهایی مقیاس آماده شد. با ارائه توضیح مختصری در مورد هدف پژوهش، اصول رازداری، رضایت آگاهانه والدین و محرمانه بودن اطلاعات شرکت کنندگان نزد پژوهشگران، نسخه مداد کاغذی مقیاس در اختیار شرکت‌کنندگان قرار داده شد. همچنین به منظور ارزیابی روایی همزمان، پرسشنامه باورهای غیرمنطقی نیز تکمیل شد. ۴۰ نفر از شرکت‌کنندگان نیز جهت محاسبه اعتبار بازآزمایی مقیاس ۸ گویه‌ای ذهنیت‌رشد، را در دو مرتبه و با فاصله ۲ هفته تکمیل کردند.

در این مطالعه روایی سازه مقیاس نیز از طریق تحلیل عاملی تأییدی و روایی همزمان با استفاده از ضریب همبستگی پیرسون مورد ارزیابی قرار گرفت. برای ارزیابی همسانی درونی ابزار از آلفای کرونباخ و برای تعیین پایایی بازآزمایی از ضریب همبستگی پیرسون استفاده شد. داده‌ها با استفاده از نرم افزارهای SPSS نسخه ۲۷ و AMOS نسخه ۲۴ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

ابزار سنجش

مقیاس ذهنیت‌رشد^۲ (GMS): این مقیاس توسط سیگموندسون و هاگا (۲۰۲۴) ساخته شده و شامل ۸ گویه است که می‌توان آن‌ها را در یک نمره کل ترکیب کرد تا یک تخمین کلی از ذهنیت‌رشد در طول عمر ارائه دهد. این موارد برای اندازه‌گیری ذهنیت‌رشد ساخته شده‌اند. این پرسشنامه دارای طیف لیکرتی ۵ درجه‌ای (۱ = اصلاً شبیه من نیست تا ۵ = خیلی شبیه من است) است. مقیاس ذهنیت‌رشد تمرکز زیادی روی تلاش افراد، اهداف یادگیری و استراتژی‌های استاد محور در ساختار ذهنیت‌رشد قرار می‌دهد، مانند «می‌دانم با تلاش می‌توانم مهارت‌ها و دانش خود را بهبود بخشم» (سوال ۱)، «من می‌توانم رشد خود را به طور کلی تحت تأثیر قرار دهم و تغییر دهم» (سوال ۲)، «تلاش‌ها من را قوی‌تر می‌کنند» (سوال ۶). همه امتیازات فردی با نمره کل همبستگی مثبت داشتند و بین ۰/۴۵ تا ۰/۶۳ متغیر بودند. سازندگان ضریب الفای کرونباخ آن را ۰/۸۳ و همبستگی بازآزمایی پس از دو هفته را ۰/۸۱ اعلام کردند. در بررسی روایی، ضریب همبستگی پیرسون بین نمره کل مقیاس ذهنیت‌رشد و نمره کل مقیاس نظریه‌های هوش ۰/۱۶ گزارش شده است (سیگموندسون و هاگا، ۲۰۲۴). در پژوهش حاضر، نتایج تحلیل عاملی تأییدی نشان داد مدل تک‌عاملی با داده‌ها برازش مطلوبی دارد. برای بررسی روایی همزمان، ضریب همبستگی پیرسون بین مقیاس ذهنیت‌رشد و پرسشنامه باورهای غیرمنطقی محاسبه شد. نتایج نشان داد که ذهنیت‌رشد با خرده‌مقیاس‌های انتظارات بیش از حد ($r = -0/43$)، خودسرزنشگری ($r = -0/51$)، واکنش به ناکامی ($r = -0/32$)، اجتناب از مشکل ($r = -0/59$) و درماندگی در تغییر ($r = -0/48$) همبستگی منفی و معنادار دارد ($p < 0/01$). آلفای کرونباخ ۰/۸۰ و بازآزمایی (دو هفته) ۰/۸۴ به دست آمد.

آزمون باورهای غیرمنطقی^۳ (IBT): این پرسشنامه توسط جونز^۴ (۱۹۸۶) تهیه شده و دارای ۱۰۰ گویه و ۱۰ خرده مقیاس است که عبارتند از: نیاز به تأیید دیگران، انتظارات بیش از حد از خود، سرزنش کردن خود، واکنش به ناکامی، بی‌مسئولیتی هیجانی، توجه مضطربانه، اجتناب از مشکل، وابستگی، درماندگی برای تغییر، کمال‌گرایی. هر مولفه دارای ۱۰ گویه است و یکی از باورهای غیرمنطقی

1. Kline

2. Growth Mindset Scale

3. Irrational Beliefs Test

4. Jones

را می‌سند. پاسخ‌ها بر اساس طیف لیکرت ۵ درجه‌ای است و شرکت‌کنندگان میزان موافقت و مخالفت خود را با توجه به درجات لیکرت مشخص می‌کنند. حداکثر نمره باورهای غیرمنطقی برای کل آزمون ۵۰۰ و برای هر یک از زیرمقیاس‌های ده‌گانه ۵۰ است و داشتن نمره پایین‌تر نشان‌دهنده تفکر منطقی است. جونز (۱۹۸۶) پایایی کل آزمون به روش بازآزمایی در فاصله دو هفته را برابر با ۰/۹۲ گزارش کرده و پایایی خرده مقیاس‌ها بین ۰/۶۶ تا ۰/۸۸ بوده است. وودز^۱ (۱۹۹۲) روایی همزمان این آزمون را با آزمون‌های اضطراب و افسردگی یک و خشم به ترتیب برابر با ۰/۷۰، ۰/۵۹ و ۰/۵۵ گزارش کرده است. در ایران تریکان و همکاران (۱۴۰۳) همسانی درونی این پرسشنامه را بین ۰/۴۵ تا ۰/۷۲، ضریب آزمون-بازآزمون برابر با ۰/۹۲ و روایی آن ۰/۶۱ گزارش کرده‌اند. همچنین سردارنیا و لیاقت (۱۴۰۴) این پرسشنامه را بر روی گروهی از دانشجویان اجرا و پایایی کل آزمون را به روش آلفای کرونباخ ۰/۹۱ گزارش کرده‌اند. در پژوهش حاضر از مولفه‌های انتظارات بیش از حد درماندگی، خودسرزنشگری، واکنش به ناکامی، درماندگی برای تغییر و اجتناب از مشکل استفاده شد، ضریب آلفای کرونباخ این مولفه‌ها به ترتیب برابر با ۰/۸۷، ۰/۸۱، ۰/۸۴، ۰/۷۹ و ۰/۸۱ به دست آمد.

یافته‌ها

میانگین و انحراف معیار سن شرکت‌کننده‌ها به ترتیب ۱۴/۰۲ و ۰/۷۸ بود. از ۳۰۸ نفر دانش‌آموز ۱۴۲ نفر (۴۶/۲٪) دختر و ۱۶۶ نفر (۵۳/۸٪) پسر بودند. تعداد ۸۹ نفر (۲۸/۸٪) در پایه هفتم، ۱۲۶ نفر (۴۰/۹٪) پایه هشتم، ۹۳ نفر (۳۰/۳٪) پایه نهم بودند. در جدول ۱ میانگین و انحراف استاندارد متغیرهای پژوهش آمده است.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی (میانگین و انحراف استاندارد)

گوینده‌ها	میانگین	انحراف معیار	کجی	کشیدگی
ذهنیت‌رشد	۲۱/۴۹	۶/۴۴	۰/۱۱	-۰/۶۳
انتظارات بیش از حد	۲۳/۳۶	۳/۹۸	۰/۹۷	-۰/۵۶
خودسرزنشگری	۲۵/۱۷	۴/۶۹	۰/۶۲	-۰/۲۲
واکنش به ناکامی	۲۴/۳۱	۵/۰۳	-۰/۸۶	-۰/۴۹
اجتناب از مشکل	۲۶/۲۲	۴/۷۷	۰/۸۳	-۰/۶۷
درماندگی در تغییر	۲۴/۱۵	۵/۶۷	۰/۴۸	-۰/۵۳

همان‌گونه که جدول شماره ۱ قابل مشاهده است، میانگین و انحراف معیار ذهنیت‌رشد، انتظارات بیش از حد درماندگی، خودسرزنشگری، واکنش به ناکامی، درماندگی برای تغییر و اجتناب به ترتیب برابر با (۲۱/۴۹ ± ۶/۴۴)، (۲۳/۳۶ ± ۳/۹۸)، (۲۵/۱۷ ± ۴/۶۹)، (۲۴/۳۱ ± ۵/۰۳) و (۲۶/۲۲ ± ۴/۷۷) می‌باشد. بررسی نتایج حاصل از کجی و کشیدگی که در بازه ۱ تا ۱- قرار دارد، نشان از نرمال بودن توزیع متغیرها می‌دهد. قبل از انجام تحلیل ابتدا وجود سه فروضه اصلی استفاده از آزمون‌های پارامتریک؛ انتخاب تصادفی آزمودنی‌ها، فاصله‌ای بودن مقیاس داده‌ها و نرمال بودن توزیع آنها بررسی و تایید شد. در ادامه به بررسی روایی سازه به روش تحلیل عاملی تاییدی پرداخته شده است. قبل از اجرای تحلیل عاملی تاییدی شاخص کفایت نمونه برداری کیزر-میر-الکین (KMO) و مقدار آزمون کرویت بارتلت ارزیابی شد. شاخص کفایت نمونه‌گیری نشان داد که نمونه پژوهش برای تحلیل عاملی مناسب است (KMO=۰/۸۴). همچنین نتیجه آزمون کرویت بارتلت ۶۰۷/۳۹۶ به دست آمد که در سطح $P < ۰/۰۱$ معنی‌دار بود. این دو نتیجه بیانگر کفایت نمونه و همچنین، شاخص‌هایی خوب برای مناسب بودن به کارگیری تحلیل عاملی هستند.

جدول ۲. شاخص های نیکویی برازش مقیاس ذهنیت رشد

شاخص های برازندگی	CMIN/df	TLI	CFI	IFI	PNFI	PCFI	RMSEA
حد مجاز	< 4	$0/9 \leq$	$0/9 \leq$	$0/9 \leq$	$0/5 <$	$0/5 <$	$\leq 0/08$
برآورد	۲/۹۹	۰/۹۴	۰/۹۷	۰/۹۳	۰/۷۱	۰/۷۶	۰/۰۶

همان گونه که در جدول ۲ مشاهده می شود، مقداره دست آمده برای نسب مجذور کای هنجار شده به درجه آزادی^۱ (CMIN/df=۲/۹۹) و مقادیر بزرگتر یا مساوی ۰/۹۰ برای شاخص برازش توکر-لویس^۲ (TLI=۰/۹۴)، شاخص برازش تطبیقی^۳ (CFI=۰/۹۴) و شاخص برازش افزایشی^۴ (IFI=۰/۹۴) حاکی از برازش مناسب مدل است. همچنین، کسب مقادیر بالاتر از ۰/۵۰ شاخص برازش هنجار شده مقتصد^۵ (PNFI=۰/۷۱) و شاخص برازندگی تطبیقی مقتصد^۶ (PCFI=۰/۷۶) نیز برازش خوب مدل را نشان می دهد. علاوه بر این کسب مقدار کمتر از ۰/۰۸ برای میانگین مجذور خطای تقریب^۷ (RMSEA=۰/۰۶) نشان از برازش خوب مقیاس ذهنیت رشد دارد. بارهای عاملی و مقادیر خطای استاندارد هر کدام از گویه ها در جدول ۳ آورده شده است.

جدول ۳. بارهای عاملی و مقادیر خطای هر گویه

گویه	تحلیل عاملی تاییدی	مقادیر خطا
بار عاملی استاندارد		
۱. می دانم که با تلاش می توانم مهارت ها و دانش خود را ارتقا دهم.	۰/۶۴	۰/۲۲
۲. من می توانم رشد خود را به طور کلی تحت تأثیر قرار داده و آن را تغییر دهم.	۰/۴۱	۰/۷
۳. با تمرین می توانم مهارت ها و دانش خود را تغییر دهم.	۰/۴۸	۰/۴۳
۴. دوست دارم چالش ها را قبول کنم و چیزهای جدید را امتحان کنم.	۰/۴۹	۰/۶۱
۵. یادگیری را هدف خودم می بینم.	۰/۶۲	۰/۵۳
۶. تلاش من را قوی تر می کند.	۰/۷۳	۰/۲۸
۷. من می خواهم زمان بیشتری را صرف کنم و بیشتر روی یک زمینه/ موضوع/ مهارت کار کنم تا مهارت ها و دانش خود را توسعه دهم.	۰/۴۵	۰/۶۶
۸. من به مهارت ها و امکاناتم ایمان دارم.	۰/۷۲	۰/۳۸

جدول ۳ نشان می دهد که تمام گویه ها دارای بار عاملی استاندارد قابل قبولی هستند (دامنه ۰/۴۱ تا ۰/۷۳) قرار دارند که همگی بالاتر از حداقل معیار قابل قبول ۰/۴ (بر اساس ملاک هیر و همکاران، ۲۰۱۰) هستند. کلیه بارهای عاملی در سطح ۰/۰۰۱ معنادار بودند. در شکل ۱ مدل تک عاملی و ۸ گویه ایی مقیاس ارائه شده است.

1. Normed Chi-Square measure (NCM)

2. Tucker-Lewis Index (TLI)

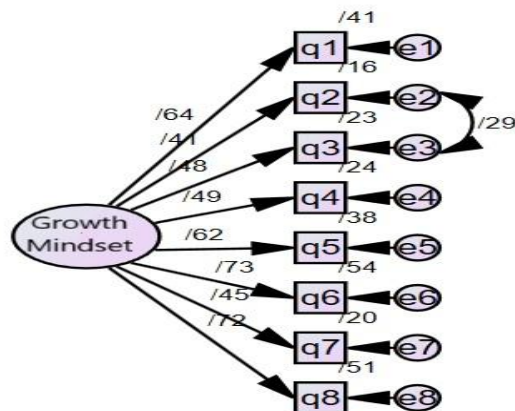
3. Comparative Fit Index (CFI)

4. Incremental fit index (IFI)

5. Parsimonious Normed Fit Index (PNFI)

6. Parsimonious Comparative Fit Index (PCFI)

7. Root Mean Squared Error of Approximation (RMSEA)



شکل ۱. مدل نهایی تحلیل عاملی تاییدی

در شکل ۱ مدل نهایی، بارهای عاملی استاندارد شده در دامنه ۰/۴۱ تا ۰/۷۳ قرار دارند و همگی در سطح ۰/۰۰۱ معنادار هستند. ضرایب تعیین (R^2) بین ۰/۱۶ تا ۰/۵۴ متغیر است. بالاترین بار عاملی و R^2 مربوط به گویه ۶ (تلاش من را قوی تر می کند) به ترتیب ۰/۷۳ و ۰/۵۴ و پایین ترین مربوط به گویه ۲ (من می توانم رشد خود را به طور کلی تحت تأثیر قرار داده و آن را تغییر دهم) با مقادیر ۰/۴۱ و ۰/۱۷ است. همبستگی باقیمانده ۰/۲۹ بین خطاهای گویه های ۲ و ۳ نشان می دهد این دو گویه افزون بر عامل اصلی، اشتراک معنایی دارند. این یافته ها روایی سازه تک عاملی مقیاس را تأیید می کند.

به منظور بررسی همسانی درونی^۱ مقیاس ذهنیت رشد از روش آلفای کرونباخ استفاده شد. ضریب آلفای کرونباخ پرسشنامه ۰/۸۰ به دست آمد که نشان دهنده همسانی درونی مناسب این پرسشنامه است. همچنین، جهت بررسی پایایی مقیاس ذهنیت رشد از روش بازآزمایی^۲ استفاده شد. بدین منظور تعداد ۴۰ شرکت کننده دوبار مقیاس ذهنیت رشد را در فاصله دو هفته تکمیل کردند، ضریب بازآزمایی در فاصله ۲ هفته ۰/۸۴ محاسبه شد و نشان دهنده مناسب بودن ثبات زمانی مقیاس ذهنیت رشد بود. در مجموع یافته های حاصل از این مطالعه بیانگر پایایی مطلوب مقیاس ذهنیت رشد بود. برای بررسی روایی ابزار به روش همزمان، ضریب همبستگی مقیاس ذهنیت رشد با ۵ مولفه (انتظارات بیش از حد درماندگی، خودسرزنشگری، واکنش به ناکامی، درماندگی برای تغییر و اجتناب از مشکل) از پرسشنامه باورهای غیرمنطقی محاسبه شد.

جدول ۴. ماتریس همبستگی پیرسون بین متغیرهای پژوهش

متغیر	۱	۲	۳	۴	۵	۶
ذهنیت رشد	۱					
انتظارات بیش از حد	-۰/۴۳**	۱				
خودسرزنشگری	-۰/۵۱**	۰/۴۲**	۱			
واکنش به ناکامی	-۰/۳۲**	۰/۵۹**	۰/۶۲**	۱		
اجتناب از مشکل	-۰/۵۹**	۰/۵۷**	۰/۴۸**	۰/۵۲**	۱	
درماندگی در تغییر	-۰/۴۸**	۰/۵۳**	۰/۶۱**	۰/۴۹**	۰/۴۷**	۱

* $P < ۰/۰۵$ ** $P < ۰/۰۱$

همان طور که در جدول ۴ ملاحظه می شود، نتایج همبستگی پیرسون نشان داد که میان ذهنیت رشد با انتظارات بیش از حد، خودسرزنشگری، واکنش به ناکامی، درماندگی برای تغییر و اجتناب از مشکل همبستگی منفی و معناداری در سطح $P < ۰/۰۰۱$ وجود دارد.

1. Internal Consistency
 2. Test-Retest

بحث و نتیجه گیری

هدف پژوهش حاضر بررسی ویژگی های روانسنجی نسخه فارسی مقیاس ذهنیت رشد در دانش آموزان تیزهوش کم پیشرفت بود. پس از تجزیه و تحلیل آماری، نتایج نشان داد که مقیاس ذهنیت رشد از اعتبار و روایی قابل قبول برخوردار است. نتایج تحلیل عاملی تاییدی مقادیر شاخص های برازش شامل ریشه میانگین مربعات خطای برآورد، شاخص نیکویی برازش، شاخص نیکویی برازش تعدیل شده، شاخص تاکر لوئیس، شاخص برازش هنجار شده و شاخص برازش مقایس های بر برازش مطلوب و قابل قبول تأکید داشتند. همچنین نتایج تحلیل عاملی تاییدی تک بعدی بودن این پرسشنامه را مورد تایید قرار داد. این یافته با نتایج مطالعه سیگموندسون و هاگا (۲۰۲۴) همسو می باشد، زیرا یافته های این مطالعه نیز نشان داد که مقیاس ذهنیت رشد از ساختاری تک عاملی برخوردار است. این یافته نشان می دهد که مجموعه سوالات مقیاس ذهنیت رشد، همگی یک عامل مشترک یا یک بعد مفهومی مشخص، را توجیه می کند. تمامی گویه ها مربوط به مقیاس ذهنیت رشد دارای بار عاملی بالاتر از ۰/۴ است. بنابراین از بار عاملی و مقادیر t مورد قبولی برخوردارند و شاخص های مناسبی محسوب می شوند.

برای بررسی بیشتر روایی، روایی همزمان این پرسشنامه نیز مورد بررسی قرار گرفت. ضریب همبستگی بین مقیاس ذهنیت رشد با پرسشنامه باورهای غیرمنطقی منفی و معنادار بود و نشان داد که این ابزار از روایی همزمان مناسبی برخوردار است. این روابط منفی به این معناست که افزایش شدت ذهنیت رشد با کاهش شدت باورهای غیرمنطقی همراه است. در واقع ذهنیت رشد یک مدل شناختی مثبت، خوش بینانه و اکتشافی است که بر توانایی فرد برای افزایش و گسترش مهارت هایش از طریق یادگیری، تمرین و تلاش تأکید می کند و بر اهمیت سخت کوشی و پشتکار و همچنین رشد در فرآیند پذیرش چالش ها تأکید دارد (چنگ و همکاران، ۲۰۲۴). دانش آموزان با ذهنیت رشد چالش ها را در آغوش می گیرند، در مواجهه با شکست ها پافشاری می کنند و از انتقاد درس می گیرند (یانگ و همکاران، ۲۰۲۵). دانش آموزانی که ذهنیت رشد دارند، برای انعطاف پذیری مغز ارزش قائل هستند و معتقدند که توانایی ها و مهارت های انسانی از طریق سخت کوشی قابل توسعه هستند. بنابراین، آنها در مواجهه با سختی ها انعطاف پذیرتر هستند (سیگموندسون و هاگا، ۲۰۲۴ الف). هر چه این ذهنیت قوی تر باشد، کاهش عملکرد و سرخوردگی بیشتر می شود. پذیرش این که هوش قابل تغییر است، می تواند سرکوب احساس ناامیدی ناشی از نتایج پایین را متوقف کرده، انگیزه بهره برداری از ظرفیت های شناختی برتر را تقویت کند و به جبران کم پیشرفتگی منجر شود (کای و همکاران، ۲۰۲۶).

همچنین در پژوهش حاضر به منظور دستیابی به اطمینان بیشتر در خصوص کفایت روانسنجی نسخه فارسی مقیاس ذهنیت رشد، ضریب روایی و اگر از طریق اجرای همزمان آن با پرسشنامه باورهای غیرمنطقی در دانش آموزان تیزهوش کم پیشرفت محاسبه شد. نتایج نشان داد که بین ذهنیت رشد و خرده مقیاس های باورهای غیرمنطقی (انتظارات بیش از حد، خودسرزنشگری، واکنش به ناکامی، اجتناب از مشکل و درماندگی در تغییر) همبستگی منفی و معنادار دارد. این یعنی هرچه ذهنیت رشد دانش آموز قوی تر باشد، باورهای غیرمنطقی او ضعیف تر است. از دید نظری، این رابطه منطقی است؛ چون ذهنیت رشد به فرد یاد می دهد که توانایی ها با تلاش تغییر می کنند (دسمت و همکاران، ۲۰۲۵). در حالی که باورهای غیرمنطقی فرد را به سمت اجتناب، سرزنش و درماندگی سوق می دهند. بنابراین این یافته روایی و اگر را تأیید می کند.

ضریب آلفای کرونباخ مقیاس ذهنیت رشد برابر با ۰/۸۰ به دست آمد که نشان می دهد دارای همسانی درونی مناسب است. همچنین، ضریب بازآزمایی در فاصله ۲ هفته ($r = 0/84$) نشان از پایایی بازآزمایی قابل قبول این مقیاس بود. این یافته با نتایج مطالعه سیگموندسون و هاگا (۲۰۲۴) که ضریب آلفای کرونباخ ۰/۸۳ و همبستگی بازآزمایی را ۰/۸۱ گزارش کردند، هم راستا است. در مجموع می توان نتیجه گرفت که، نسخه فارسی مقیاس ذهنیت رشد از پایایی مطلوب و ثبات اندازه گیری قابل قبولی در نمونه دانش آموزان تیزهوش کم پیشرفت برخوردار است.

با این وجود؛ مطالعه حاضر با محدودیت هایی همراه بود. نمونه این مطالعه محدود به دانش آموزان تیزهوش کم پیشرفت مدارس سمپاد دوره متوسطه اول شهر اصفهان بود و از روش نمونه گیری هدفمند از نوع سرشماری استفاده شد. بنابراین تعمیم نتایج به سایر شهرها، به محققان توصیه می شود در پژوهش های آتی ویژگی های روانسنجی این مقیاس را روی جمعیت های عمومی مختلف در شهرها و مقاطع دیگر (دبستان، دبیرستان) و همچنین در جمعیت های بالینی (مانند دانش آموزان دارای اختلال یادگیری، اختلال خوردن، یا افسردگی) با روش نمونه گیری تصادفی و متعادل از نظر جنسیت بررسی کنند. همچنین انجام مطالعات هنجاریایی در سطح ملی، بررسی روایی تشخیصی

(مقایسه گروه‌های با ذهنیت‌رشد بالا و پایین)، و روایی و اگر با سازه‌های مرتبط دیگر پیشنهاد می‌شود. بر همین اساس توصیه می‌شود در پژوهش‌های آتی ویژگی‌های روانسنجی این مقیاس را روی جمعیت‌های عمومی مختلف در شهرها و مقاطع دیگر (دبستان، دبیرستان) و همچنین در جمعیت‌های بالینی (مانند دانش‌آموزان دارای اختلال یادگیری، اختلال خوردن، یا افسردگی) با روش نمونه‌گیری تصادفی بررسی کنند. با توجه به روایی و پایایی مطلوب این مقیاس در دانش‌آموزان تیزهوش کم‌پیشرفت، مشاوران مدارس سمپاد می‌توانند از این ابزار برای شناسایی دانش‌آموزان تیزهوش با ذهنیت‌رشد پایین و نیز به عنوان ابزار پیش‌آزمون و پس‌آزمون در مداخلات مبتنی بر پرورش ذهنیت‌رشد استفاده کنند.

منابع

- تریکن، س.؛ گودرزی، م.ع؛ تقوی، م.ر؛ ایمانی، م. (۱۴۰۳). مقایسه‌ی اثربخشی درمان‌های شناختی-رفتاری و مبتنی بر پذیرش و تعهد بر نشانه‌های افسردگی، افکار غیرمنطقی، بازداری هیجانی و ارزشمندی در زندگی در بیماران مبتلا به اختلال افسردگی اساسی. *مجله روانشناسی*، ۲۸(۴)، ۴۰۴-۴۱۴. <http://www.iranapsy.ir/article/46841>
- سردارنیا، آ؛ لیاقت، ر. (۱۴۰۴). پیش‌بینی افکار خودکشی بر اساس کمال‌گرایی ناسازگار، باورهای غیرمنطقی و فرسودگی تحصیلی در دانشجویان پزشکی. *رویش روان شناسی*. ۱۴ (۳): ۱۲۳-۱۲۳. URL: <http://frooyesh.ir/article-1-5361-fa.html>
- Al-Akkad, H., Alodat, A., & Kanaan, E. (2024). Identifying Underachiever Gifted Students in Jordan. *An-Najah University Journal for Research-B (Humanities)*, 39(1), 23-36. [10.35552/0247.39.1.2303](https://doi.org/10.35552/0247.39.1.2303)
- Bryant, A. (2025). *Effects of Growth Mindset Intense Interventions on Academic Perceptions Among Gifted, Typical, and Underperforming Students*. 32245471. <https://www.proquest.com/openview/4474784d4b83ef58aa946c1908454367/>
- Cai, P., Li, X., Feng, J., Mai, Z., & Guan, X. (2026). Exploring the parallel mediating roles of self-regulation, motivation, and self-efficacy in the relationship between shame and growth mindset. *BMC psychology*, 14(1), 185. <https://doi.org/10.1186/s40359-026-03976-x>
- Cao, M., Ling, Z., Xie, C., & Xu, X. (2025). Development and validation of the Nursing Students' Growth Mindset Scale (NSGMS). *Front. Med.* 12:1550214. <https://doi.org/10.3389/fmed.2025.1550214>
- Chang, S., Zhang, Y., Wang, C., Xu, F., Huang, Y., & Xin, S. (2024). Could a growth mindset attenuate the link between family socioeconomic status and depressive symptoms? Evidence from Chinese adolescents. *Psychology Research and Behavior Management*, 3313-3326. DOI: [10.2147/PRBM.S462230](https://doi.org/10.2147/PRBM.S462230)
- Claro, S., & Loeb, S. (2024). Students with growth mindset learn more in school: Evidence from California's CORE School Districts. *Educational Researcher*, 53(7), 389-402. <https://doi.org/10.3102/0013189X241242393>
- Desmet, O. A., Mo, F., & Pineda Medina, A. (2025). Parental Narratives of Underachievement Among Gifted Children: Onset, Factors, and Perceived Resolutions. *Gifted Child Quarterly*, 00169862251362841. <https://doi.org/10.1177/00169862251362841>
- Dweck, C. S., & Yeager, D. S. (2019). Mindsets: A view from two eras. *Perspectives on Psychological Science*, 14(3), 481-496. doi: [10.1177/1745691618804166](https://doi.org/10.1177/1745691618804166)
- Dweck, C. (2016). The remarkable reach of growth mind-sets. *Scientific American Mind*. 27 (1), 36-41. <https://www.jstor.org/stable/24945335>
- Dweck, C. S., Chiu, C. Y., & Hong, Y. Y. (1995). Implicit theories and their role in judgments and reactions: A word from two perspectives. *Psychological Inquiry*, 6(4), 267-285. doi.org/10.1207/s15327965pli0604_1
- Gladstone, J. R., Tallberg, M., Jaxon, J., & Cimpian, A. (2024). What makes a role model motivating for young girls? The effects of the role model's growth versus fixed mindsets about ability and interest. *Journal of Experimental Child Psychology*, 238, 105775. <https://doi.org/10.1177/00131644211008953>
- Iyer, P., Nikolov, A. N., Stewart, G. T., Srivastava, R. V., & Tang, T. (2024). Does B2B salespeople's love of money attitude mediate the relationships between a growth mindset, a fixed mindset, grit, and job performance? *Journal of Business and Industrial Marketing*. <https://doi.org/10.1108/JBIM-02-2023-0069>
- Jones, R. G. (1968). A factorial measure of Ellis irrational belief system, with personality and maladjustment correlates. *Dissertation Abstracts International*, 29, 4379B_4380B (University Microfilm No. 69-6443). <https://hdl.handle.net/2346/18941>
- Kline, R. B. (2023). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford publications. <https://books.google.com/books>
- Kong, J., Xu, X., Xu, J., Han, G., & Xue, Y. (2025). Development of a growth mindset assessment scale for nursing students based on the growth mindset model: a mixed-method study. *Nurse Educ Pract*. 82:104232. doi: [10.1016/j.nepr.2024.104232](https://doi.org/10.1016/j.nepr.2024.104232)
- Mendoza, N.B., Yan, Z. (2025). From beliefs to behaviors: Conceptualizing and assessing students' practices that reflect a growth mindset. *Soc Psychol Educ* 28, 73. <https://doi.org/10.1007/s11218-025-10032-w>

Psychometric Properties of the Persian Version of the Growth Mindset Scale Underachieving Gifted Students

- Muradoglu, M., Porter, T., Trzesniewski, K., & Cimpian, A. (2024). A growth mindset scale for young children (GM-C): Development and validation among children from the United States and South Africa. *PloS one*, 19(10), e0311205 <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0311205>
- Peña-San José, J., Arruti, A., & Martínez-Izaguirre, M. (2025). Interventions With Gifted Underachieving Students: A Systematic Review. *Gifted Education International*, 02614294261425529. <https://doi.org/10.1177/02614294261425529>
- Sigmundsson, H., & Haga, M. (2024a). Passion and grit in individuals with high levels of growth mindset are different than in individuals who have low growth mindset. *Acta Psychologica*, 250, 104480. <https://doi.org/10.1016/j.actpsy.2024.104480>
- Sigmundsson, H., & Haga, M. (2024b). Growth mindset scale: Aspects of reliability and validity of a new 8-item scale assessing growth mindset. *New Ideas In Psychology*, 75, 101111. <https://doi.org/10.1016/j.newideapsych.2024.101111>
- Sypre, S., Onghena, P., Verschueren, K., Vansteenkiste, M., & Soenens, B. (2025). Promoting Engagement and Motivation and Reducing Perceived Underachievement of Gifted Male Adolescents: A Mixed-Methods Single-Case Experimental Study. *Gifted Child Quarterly*, 00169862251388967. <https://doi.org/10.1177/00169862251388967>
- Teng, M. F., Mizumoto, A., & Takeuchi, O. (2024). Understanding growth mindset, self-regulated vocabulary learning, and vocabulary knowledge. *System*, 122, 103255. <https://doi.org/10.1016/j.system.2024.103255>
- Woods, P. J. (1992). A study of "belief" and "non-belief" items from the Jones Irrational Beliefs Test with implications for the theory of RET. *Journal of rational -emotive and cognitive-behavior therapy*, 10(1), 41-52. <https://doi.org/10.1007/BF01245741>
- Yang, X. J., Gan, Y. T., Wang, Z. J., Wang, J. Y., Duan, X. J., Ma, X., & Zhang, S. E. (2025). Does a growth mindset curb anxiety among Chinese medical students? Validation based on propensity score matching. *BMC psychology*, 13(1), 1-14. <https://doi.org/10.1186/s40359-025-02782-1>
- Zhang, W., & Li, J. (2025). Sports atmosphere and psychological resilience in college students: Mediating role of growth mindset. *Frontiers in Psychology*, 16, 1532498. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1532498>