MEJDS. 2024; 14:20.

Published online 2024 May. **Original Article**

Validating of the Seven-Component Structure of Diagnostic-Prescriptive Learning Disability Evaluation Scale Among the Second- to Fifth-Grade Elementary Students

Pazoki S[1], Arjmandnia AA[2], *Shokoohi-Yekta M[3], Bazargan Harandi A[3], Moghaddam Zadeh A[4]

Author Address
1. PhD Student in Psychology and Education of Exceptional Children, Faculty of Psychology and Educational Sciences, Tehran University, Tehran, Iran;
2. Associate Professor, Department of Psychology and Education of Exceptional Children, Faculty of Psychology and Educational Sciences, Tehran University, Tehran, Iran;
3. Professor, Department of Psychology and Education of Exceptional Children, Department of Psychology, Tehran University, Tehran, Iran;
4. Associate Professor, Faculty of Psychology and Educational Sciences, Tehran University, Tehran, Iran.

***Corresponding Author E-mail:** myekta@ut.ac.ir

Received: 2022 September 2; **Accepted:** 2022 October 16

Abstract

Background & Objectives : Learning disabilities are currently the largest group of disabilities in special education. These disabilities are defined as impairments in one or more basic psychological processes, including the comprehension or use of spoken or written language, which may manifest as impairments in listening, thinking, reading, writing, speaking, spelling, and mathematical calculations. In the context of learning disabilities evaluation, one of the few diagnostic–prescriptive tools is the fourth edition of the Learning Disability Evaluation Scale (McCarney and House, 2018), which, in addition to its diagnostic application, provides suggestions for relevant interventions, leads to an individualized educational plan. The provided interventions are based on the seven–component theoretical structure of this scale with a logical combination. The present study was conducted to validate the seven–component structure of the Diagnostic and Prescriptive Learning Disability Evaluation Scale (McCarney & House, 2018) among the second– to fifth–grade elementary students.

Methods: This research was a descriptive–analytical study of tool development type. The statistical population of the research consisted of the second– to fifth–grade elementary students in the 2021–2022 academic year. According to the announcement of the cooperation of elementary school principals, Tehran, Mazandaran, and Lorestan provinces were selected as the study settings using the available sampling method. Then, in each of these provinces, cities, elementary schools, and learning disability centers were selected using the available sampling method. Finally, following the minimum required sample size according to Mayers (2013) and considering the inclusion and exclusion criteria, the standard sample group of 298 students (145 girls and 153 boys) was selected by simple random and purposeful sampling method by the teachers of selected schools. Also, the clinical sample group of 27 students (9 girls and 18 boys) with learning disabilities was selected using the available sampling method by the educators of the selected learning disability centers. This study was conducted to validate the fourth edition of the Diagnostic–Prescriptive Learning Disability Evaluation scale (LDES–4) (McCarney & House, 2018). To adapt this scale to Persian culture and language based on the method presented by the World Health Organization in 2006, the following steps were performed: direct translation, referral to an expert panel and back translation, obtaining cognitive information through clinical interviews, and at last compiling the final version and documenting. The Colorado Learning Difficulties Questionnaire (Willcutt et al., 2011) was used to explore concurrent validity. To determine the content validity, the content validity ratio (CVR) and content validity index (CVI) were calculated using the opinions of 6 professors and experts in learning disabilities. To probe the construct validity, confirmatory factor analysis was utilized using the maximum likelihood estimation method in AMOS26. Internal consistency was also investigated using the Cronbach alpha method, and temporal stability was assessed using the test–retest reliability method with a time interval of four weeks in the clinical sample group using the intraclass correlation coefficient. The Pearson correlation coefficient was calculated for the clinical sample group for concurrent validity. In addition, to check the discriminant validity, 27 students of the normal sample group, who were equal to the clinical sample group (27 people) in terms of gender, educational level, and place of residence, were selected randomly, and their scores were compared with the scores of the clinical sample group through the independent *t* test. In this study, to perform the confirmatory factor analysis, AMOS26 software was used, and the rest of the statistical analyses were performed using SPSS26 at a significance level of 0.05.

Results: In the confirmatory factor analysis using the item parceling modifying method, the fit indices were CMIN/*df*=3.883, CFI=0.963, PCFI=0.770, PNFI=0.761, and IFI=0.963, indicating the desired fitness of the seven–component structure of the Diagnostic–Prescriptive Learning Disability Evaluation Scale with the data. In examining the discriminant validity, there was a significant difference between the normal and clinical groups regarding the scale's total score ($p<0.001$). The Cronbach alpha value for the whole scale was 0.94, and each component was calculated at more than 0.70. Also, the intraclass correlation coefficients, with a confidence interval of 95% for the whole scale and its seven components, ranged from 0.891 to 0.970, which was significant ($p<0.001$), indicating the appropriate temporal stability of the scale. Also, a positive and significant relationship was obtained between this scale's total score and the Colorado Learning Difficulties Questionnaire ($p<0.05$).

Conclusion: According to the findings, the fourth edition of the Diagnostic–Prescriptive Learning Disability Evaluation scale (LDES–4) with a seven–component structure can be used as a valid and reliable tool to assess learning disabilities in the second– to fifth–grade elementary students.

Keywords: Diagnostic and Prescriptive Learning Disability Evaluation Scale, Confirmatory factor analysis, Specific learning disability, Psychometric properties.

Copyright © 2024, MEJDS. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/) which permits copy and redistribute the material just in noncommercial usages, provided the original work is properly cited.

مجله مطالعات ناتوانی ۱۴۰۳؛ (۱۴):۲۰.

انتشار برخط اردیبهشت ۱۴۰۳ مقاله پژوهشی اصیل

اعتبارسنجی ساختار هفت‌مؤلفه‌ای مقیاس تشخیصی_تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری در بین دانش‌آموزان پایه‌های دوم تا پنجم ابتدایی

سارا پازکی[۱]، علی‌اکبر ارجمندنیا[۲]، *محسن شکوهی یکتا[۳]، عباس بازرگان هرندی[۳]، علی مقدم‌زاده[۴]

توضیحات نویسندگان

۱. دانشجوی دکتری روان‌شناسی و آموزش کودکان استثنایی، دانشکدهٔ روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تهران، تهران، ایران؛

۲. دانشیار، گروه روان‌شناسی و آموزش کودکان استثنایی، دانشکدهٔ روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تهران، تهران، ایران؛

۳. استاد، گروه روان‌شناسی و آموزش کودکان استثنایی، دانشکدهٔ روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تهران، تهران، ایران؛

۴. دانشیار، دانشکدهٔ روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

*رایانامهٔ نویسندهٔ مسئول: myekta@ut.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۱شهریور۱۴۰۱؛ **تاریخ پذیرش:** ۲۴مهر۱۴۰۱

چکیده

زمینه و هدف: درزمینهٔ ارزیابی ناتوانی‌های یادگیری، یکی از معدود ابزارهای تشخیصی_تجویزی، چهارمین ویرایش مقیاس ارزیابی ناتوانی یادگیری (مک‌کارنی و هاوس، ۲۰۱۸) است. پژوهش حاضر باهدف اعتبارسنجی ساختار هفت‌مؤلفه‌ای مقیاس مذکور، در بین دانش‌آموزان پایه‌های دوم تا پنجم ابتدایی انجام شد.

روش‌بررسی: این پژوهش توصیفی‌تحلیلی از نوع توسعهٔ ابزار بود. جامعهٔ آماری را دانش‌آموزان پایه‌های دوم تا پنجم ابتدایی در سال ۱۴۰۱ـ۱۴۰۰ تشکیل دادند. با رعایت حداقل حجم نمونهٔ لازم و ملاک‌های ورود و خروج، گروه نمونهٔ بهنجار شامل ۲۹۸ دانش‌آموز به‌روش نمونه‌گیری تصادفی ساده و هدفمند و گروه نمونهٔ بالینی شامل ۲۷ نفر از دانش‌آموزان دارای ناتوانی‌های یادگیری به‌شیوهٔ نمونه‌گیری دردسترس انتخاب شدند. برای اعتباریابی، از چهارمین ویرایش مقیاس تشخیصی_تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری (مک‌کارنی و هاوس، ۲۰۱۸) و به‌منظور بررسی اعتبار هم‌زمان از پرسش‌نامهٔ مشکلات یادگیری کلرادو (ویلکات و همکاران، ۲۰۱۱) استفاده شد. برای بررسی اعتبار سازه، تحلیل عاملی تأییدی با تکنیک تلفیق گویه در گروه بهنجار با استفاده از AMOS نسخهٔ ۲۶، انجام گرفت. بررسی همسانی درونی به‌روش آلفای کرونباخ، ثبات زمانی به‌روش پایایی بازآزمایی با فاصلهٔ زمانی چهار هفته در گروه نمونهٔ بالینی و ازطریق محاسبهٔ ضریب همبستگی درون‌طبقه‌ای و اعتبار هم‌زمان با استفاده از ضریب همبستگی پیرسون در گروه نمونهٔ بالینی انجام شد. اعتبار تفکیکی ازطریق آزمون تی مستقل بین دو گروه همتا از نظر جنسیت و پایهٔ تحصیلی و محل سکونت، شامل ۲۷ نفر از هر گروه نمونهٔ بهنجار و گروه نمونهٔ بالینی با استفاده از SPSS نسخهٔ ۲۶ بررسی شد. سطح معناداری آزمون‌های آماری ۰/۰۵ بود.

یافته‌ها: در تحلیل عامل تأییدی شاخص‌های برازندگی شامل CMIN/df=۳/۸۸۳، CFI=۰/۹۶۳، PCFI=۰/۷۷۰، PNFI=۰/۷۶۱ و IFI=۰/۹۶۳، از برازندگی ساختار هفت‌مؤلفه‌ای مقیاس تشخیصی_تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری با داده‌ها حمایت کرد. در بررسی اعتبار تفکیکی، بین نمرهٔ کل مقیاس مذکور در دو گروه بهنجار و بالینی تفاوت معنادار وجود داشت ($p<۰/۰۰۱$). مقدار آلفای کرونباخ برای کل مقیاس ۰/۹۴ و برای هریک از مؤلفه‌ها بیش از ۰/۷۰ و ضرایب همبستگی درون‌طبقه‌ای برای هریک از مؤلفه‌ها از ۰/۸۹۱ تا ۰/۹۷۰ بود ($p<۰/۰۰۱$). بین نمرات این مقیاس و پرسش‌نامهٔ مشکلات یادگیری کلرادو، رابطهٔ مثبت و معنادار به‌دست آمد ($p<۰/۰۵$).

نتیجه‌گیری: براساس یافته‌های پژوهش می‌توان از مقیاس تشخیصی_تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری با ساختار هفت‌مؤلفه‌ای، به‌عنوان ابزاری با اعتبار و پایایی مناسب برای ارزیابی ناتوانی یادگیری در دانش‌آموزان پایه‌های دوم تا پنجم ابتدایی، استفاده کرد.

کلیدواژه‌ها: مقیاس تشخیصی_تأییدی ارزیابی ناتوانی یادگیری، تحلیل عاملی تأییدی، ناتوانی یادگیری ویژه، ویژگی‌های روان‌سنجی.

حق انتشار محفوظ است © ۱۴۰۳، مجله مطالعات ناتوانی. این یک مقاله با دسترسی آزاد است که تحت مجوز اختیار_غیرتجاری ۴/۰ بین‌المللی (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/deed.fa) منتشر شده است که به شما اجازه می‌دهد که مواد منتشر شده در این مقاله را با شرط ارجاع مناسب به نسخهٔ اصلی، به‌طور غیرتجاری نسخه‌برداری و توزیع کنید.

۱ مقدمه

ناتوانی‌های یادگیری[1]، درحال‌حاضر بزرگ‌ترین گروه ناتوانی‌ها در آموزش ویژه به‌شمار می‌آید (۱). این ناتوانی‌ها، اختلال در یک یا بیش از یک فرایند روان‌شناختی پایه شامل درک و فهم یا کاربرد زبان گفتاری یا نوشتاری تعریف می‌شود که ممکن است به‌صورت نقایصی در گوش‌کردن، فکرکردن، خواندن، نوشتن، صحبت‌کردن، هجی‌کردن و محاسبات ریاضی آشکار شود (۲). علاوه‌بر نقایص در عملکرد تحصیلی و کارکردهای اجتماعی مرتبط، مشکلات هیجانی و رفتاری دانش‌آموزان با ناتوانی‌های یادگیری، درصورت نبود مداخله منجربه نتایج ضعیف اجتماعی و حرفه‌ای، برای آن‌ها خواهد شد؛ ازاین‌رو، نرخ زیاد شیوع این اختلال و تأثیرات منفی طول عمری روی کارکردهای مختلف درصورت نبود مداخله، ایجاب می‌کند که در حوزه‌های ارزیابی و نظارت و سیستم‌های مداخلاتی، اقداماتی انجام پذیرد (۳).

درزمینهٔ ارزیابی ناتوانی‌های یادگیری، رویکردهای مختلفی ارائه شده است؛ اما صرف‌نظر از رویکرد اتخاذشده، آنچه اکثر صاحب‌نظران بر آن توافق دارند و نیاز است، انجام ارزیابی جامع[2] است. یکی از مؤلفه‌های اصلی در ارزیابی جامع، به‌کارگیری ابزارهایی است که به‌لحاظ تکنیکی معنادار و به‌لحاظ فرهنگی متناسب هستند و برمبنای زبان مادری استفاده می‌شوند؛ ابزارهایی که برای اهداف استفاده‌شده اعتبار[3] و پایایی[4] مناسبی دارند (۴). ارائهٔ چنین ابزارهای نظام‌مندی به‌عنوان بخشی از ارزیابی جامع باعث می‌شود دانش‌آموزان با ناتوانی‌های یادگیری، مداخلات بهنگام را تاحدامکان دریافت کنند و درنهایت به پیشرفت تحصیلی آن‌ها ازیک‌سو و بهزیستی روان‌شناختی آن‌ها ازسوی‌دیگر منجر شود (۵).

در این میان، ابزارهایی که مداخلات آینده را شکل می‌دهند و موجب برنامه‌ریزی آموزشی انفرادی مؤثر می‌شوند، ارجحیت دارند؛ زیرا اتخاذ این رویکرد، خود سبب ارزیابی جامعی خواهد شد که از اتلاف وقت جلوگیری می‌کند و اولویت مداخلات را مشخص می‌سازد (۴). از معدود ابزارهای دارای چنین ویژگی می‌توان به چهارمین ویرایش مقیاس تشخیصی‌ـ‌تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری[5] اشاره کرد (۶). چهارمین ویرایش مقیاس تشخیصی‌ـ‌تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری طراحی شده است؛ همچنین ابزاری برخاسته از مبنای نظری با ترکیب خرده‌مقیاس‌های منطقی است که رفتارها و مهارت‌های یادگیری را ارزیابی می‌کند. در این مقیاس مهارت‌هایی بررسی می‌شوند که دانش‌آموزان برای موفقیت در مدرسه به آن‌ها نیاز دارند. این مقیاس به معلمان اجازه می‌دهد ازطریق انتخاب شاخص‌های مناسب، مجموعهٔ باارزشی از نقاط قوت و ضعف دانش‌آموزان را برای ارجاع گردآوری کنند (۶). درواقع این مقیاس فرصت مناسبی در اختیار معلمان قرار می‌دهد تا مشاهدات مستقیم و با جزئیات فراوان خود را دربارهٔ عملکرد دانش‌آموزان در تکالیف مختلف تحصیلی و فعالیت‌های مرتبط گزارش دهند (۷).

همچنین ازآنجاکه درجه‌بندی و نمره‌گذاری این مقیاس در مدت‌زمان اندکی انجام‌شدنی است، چندین معلم آشنا به عملکرد آموزشی دانش‌آموز می‌توانند آن را در فاصلهٔ زمانی مشابه ارزیابی کنند. این مسئله گردآوری اطلاعات باارزشی را دست‌کم از سه جنبه ممکن می‌سازد: اول، زمانی که هر فرد برای درجه‌بندی دانش‌آموز صرف می‌کند، بسیار کمتر از زمان لازم برای ارائهٔ گزارش‌های آموزشی سنتی است؛ دوم، در این فرایند، اطلاعات ازطریق مشاهده توسط چندین فرد در محیط‌های آموزشی مختلف حاصل خواهد شد که همگی این افراد، دانش‌آموز را برمبنای مهارت‌ها و شاخص‌های یکسان درجه‌بندی می‌کنند. این فرصت در هیچ‌یک از جنبه‌های ارزیابی ممکن نیست؛ برای مثال اجرا و ارائهٔ نتایج چهار آزمون پیشرفت تحصیلی توسط چهار ارزیاب دربارهٔ یک دانش‌آموز بسیار دشوار خواهد بود؛ سوم، فرایند درجه‌بندی چندگانه توسط چند معلم سبب عینیت‌بخشیدن به اطلاعات خواهد شد؛ چراکه چندین نفر از کادر آموزشی به‌طور مستقل ازهم، مهارت‌های دانش‌آموز را از منظر شایستگی‌های تخصصی خود درجه‌بندی خواهند کرد (۶).

این مقیاس قادر به مشخص‌کردن توانایی‌های یادگیری به‌عنوان نقاط قوت دانش‌آموز نیز است. به‌علاوه اجازهٔ ارزیابی دوره‌ای برای ثبت پیشرفت دانش‌آموز در پاسخ به مداخلات را فراهم می‌سازد. ازطرفی اطلاعات به‌دست‌آمده از این مقیاس می‌تواند به اهداف بلندمدت و کوتاه‌مدت و برنامه‌ریزی آموزشی دانش‌آموز تبدیل شود (۷). در دهه‌های اخیر نظارت بر پیشرفت و جواب‌گوبودن و نظارت بر برنامهٔ آموزشی به مسئولیتی پذیرفته‌شده توسط معلمان و مسئولان آموزشی تبدیل شده است؛ ازاین‌رو ارزیابی مستمر با استفاده از مقیاس مذکور، روشی ساده برای تحقق این امر است؛ لذا نه‌تنها جمع‌آوری آسان اطلاعات با صرف حداقل زمان و تخصیص حداقل نیروی انسانی صورت خواهد گرفت، بلکه می‌توان به سهولت مدارک معیار موفقیت یک برنامهٔ آموزشی اجراشده را نیز تهیه کرد (۶).

چهارمین ویرایش مقیاس تشخیصی‌ـ‌تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری، دو ویژگی منحصربه‌فرد دارد و آن وجود دو راهنمای مداخلاتی، به نام‌های راهنمای مداخلهٔ ناتوانی یادگیری[6] (۸) و راهنمای والدین برای ناتوانی‌های یادگیری[7] (۹) به‌همراه این مقیاس است. راهنمای مداخلهٔ ناتوانی یادگیری، برای کمک به طراحی راهبردهای مداخلهٔ انفرادی دانش‌آموزان با ناتوانی‌های یادگیری ویژه تدوین شده است. در این راهنما دربارهٔ اهداف و مقاصد آموزشی، راهبردهای مداخله‌ای، بهبود مهارت‌های آزمون‌دهی و نیز بهبود رفتاری، پیشنهادهایی ارائه شده است (۸). راهنمای والدین برای ناتوانی‌های یادگیری شامل راهبردها و راه‌حل‌های متعددی در موقعیت‌های خاص خانه برای دانش‌آموزان با ناتوانی‌های یادگیری ویژه می‌شود. طراحی این راهنما به‌دلیل مشارکت والدین در آموزش فرزندان، آن را به ابزاری قدرتمند تبدیل کرده است (۷)؛ زیرا منجربه

---

[1]. Learning disabilities
[2]. Comprehensive evaluation
[3]. Validity
[4]. Reliability
[5]. Diagnostic and Prescriptive Learning Disability Evaluation Scale-4th Edition (LDES-4)
[6]. Learning Disability Intervention Manual
[7]. Parents Guide to Learning Disabilities

انجام مداخلات خانواده‌محور می‌شود و فرزندان موفقیت بیشتری را در خانه و مدرسه تجربه خواهند کرد (۹). ازآنجاکه مبنای این مداخلات ارائه‌شده ساختار هفت‌مؤلفه‌ای مقیاس مذبور است، پژوهش حاضر باهدف اعتبارسنجی ساختار هفت‌مؤلفه‌ای مقیاس تشخیصی‌ـ‌تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری در بین دانش‌آموزان پایه‌های دوم تا پنجم ابتدایی انجام شد.

۲ روش‌بررسی

پژوهش حاضر توصیفی‌ـ‌تحلیلی از نوع توسعهٔ ابزار بود. جامعهٔ آماری پژوهش را دانش‌آموزان پایه‌های دوم تا پنجم ابتدایی مشغول به تحصیل در سال ۱۴۰۱ ـ ۱۴۰۰ تشکیل دادند. براساس اعلام همکاری مدیران مدارس دورهٔ ابتدایی، از بین ۳۱ استان کشور، انتخاب استان‌های تهران و مازندران و لرستان، به‌روش نمونه‌گیری دردسترس صورت گرفت. در هریک از این استان‌ها، شهرها و سپس مدارس دورهٔ ابتدایی و مراکز ناتوانی یادگیری به‌روش نمونه‌گیری دردسترس انتخاب شدند. در هریک از مدارس منتخب، گروه نمونهٔ بهنجار شامل ۲۹۸ دانش‌آموز (۱۴۵ دختر و ۱۵۳ پسر)، توسط معلمان به‌روش نمونه‌گیری تصادفی ساده و هدفمند و گروه نمونهٔ بالینی شامل ۲۷ نفر از دانش‌آموزان (۹ دختر و ۱۸ پسر) دارای ناتوانی‌های یادگیری، توسط مربیان مراکز ناتوانی یادگیری منتخب به‌روش نمونه‌گیری دردسترس انتخاب شدند. ملاک ورود آزمودنی‌ها به پژوهش، رضایت آگاهانه از شرکت در پژوهش و ملاک خروج آن‌ها از مطالعه، تمایل‌نداشتن به ادامهٔ حضور در پژوهش در نظر گرفته شد. همچنین بنا به نظر مایرز، حجم گروه‌های نمونه‌های بهنجار و بالینی از حداقل حجم لازم برای آزمون‌های مربوط بیشتر بود (۱۰).

در پژوهش حاضر برای اعتباریابی[1] از چهارمین ویرایش مقیاس تشخیصی‌ـ‌تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری (۶) و به‌منظور بررسی اعتبار هم‌زمان[2] از پرسش‌نامهٔ مشکلات یادگیری کلرادو[3] (۱۱) استفاده شد.

ـ چهارمین ویرایش مقیاس تشخیصی‌ـ‌تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری (مک‌کارنی و هاوس، ۲۰۱۸): این مقیاس برای اولین‌بار توسط مک‌کارنی در سال ۱۹۸۸ به‌منظور ارائهٔ ابزاری هنجار مرجع، برای مشاهده توسط معلم در کلاس درس عادی طراحی شد. درحال‌حاضر چهارمین ویرایش مقیاس در اختیار است که مک‌کارنی و هاوس در سال ۲۰۱۸، برمبنای تعریف قانون آموزش افراد باناتوانی[4] (۲۰۰۴)، برای ارزیابی ناتوانی‌های یادگیری در دانش‌آموزان ۸تا۱۶ساله یا پایه‌های دوم تا یازدهم طراحی کردند (۶). این مقیاس دارای ۸۸ گویه و هفت مؤلفهٔ گوش‌کردن، فکرکردن، صحبت‌کردن، خواندن، نوشتن، دیکته‌نویسی و درک مطلب و محاسبات ریاضی است. هر گویه بر مقیاس چهاردرجه‌ای لیکرت (به‌لحاظ رشد سنی نامناسب=صفر، به‌ندرت یا هرگز=۱، نه به‌طور همیشگی=۲، همیشه=۳)، توسط معلم یا کارکنان آموزشی آشنا با مهارت‌های یادگیری دانش‌آموز، درجه‌بندی می‌شود؛ براین‌اساس، هرچه نمرهٔ کسب‌شده در مقیاس بیشتر باشد، نشان‌دهندهٔ مشکلات بیشتر در یادگیری است (۶). این مقیاس روی ۱۸۰۲ نفر از دانش‌آموزان ۸تا۱۶ساله (یا دانش‌آموزان پایه‌های دوم تا یازدهم) در آمریکا استانداردسازی شد و ویژگی‌های روان‌سنجی مطلوبی به‌دست آمد. ضرایب همبستگی مؤلفه‌های مقیاس مذکور با خرده‌مقیاس‌های پرسش‌نامهٔ تشخیصی ناتوانی‌های یادگیری[5] (۱۲)، از ۰/۵۱تا۰/۹۲ محاسبه شد. پایایی بازآزمایی[6] با فاصلهٔ چهار هفته، برای مؤلفه‌های مقیاس از ۰/۸۸ (مؤلفهٔ نوشتن) تا ۰/۹۷ (مؤلفهٔ درک مطلب و محاسبات ریاضی) و نیز ضریب پایایی توافق بین‌ارزیابان[7] از ۰/۹۴تا۱ به‌دست آمد. همسانی درونی[8] به‌روش آلفای کرونباخ برای تمام مؤلفه‌ها بیش از ۰/۸۲ برآورد شد (۶).

ـ پرسش‌نامهٔ مشکلات یادگیری کلرادو (ویلکات و همکاران، ۲۰۱۱): این پرسش‌نامه برای غربالگری دانش‌آموزان با ناتوانی یادگیری ویژه، در مقطع ابتدایی طراحی شد که بیست گویه دارد و شامل پنج خرده‌مقیاس خواندن، حساب‌کردن، شناخت اجتماعی، اضطراب اجتماعی و عملکرد فضایی است. پرسش‌نامهٔ مشکلات یادگیری کلرادو، توسط والدین بر مقیاس لیکرتی پنج‌درجه‌ای (اصلاً=۱، به‌ندرت=۲، گاهی اوقات=۳، اغلب=۴، همیشه=۵) تکمیل می‌شود. نمرات بیشتر نمایانگر مشکلات بیشتر در یادگیری است (۱۱). همسانی درونی کل پرسش‌نامه ۰/۹۰ و پایایی بازآزمایی ۰/۹۴ به‌دست آمد. همچنین اعتبار هم‌زمان با پرسش‌نامه‌های پیشرفت تحصیلی استاندارد از ۰/۴۴تا۰/۶۴ گزارش شد (۱۱). حاجلو و رضایی شریف این ابزار را در سال ۱۳۹۰ ترجمه و ویژگی‌های روان‌سنجی آن را ارزیابی کردند و به‌عنوان ابزاری با کارکرد غربالگری در تحقیقات و ارزیابی ناتوانی‌های یادگیری ویژه معرفی شد (۱۳). ضریب همبستگی پیرسون هریک از خرده‌مقیاس‌ها با کل پرسش‌نامه از ۰/۶۰تا۰/۸۱ به‌دست آمد که شاخصی از اعتبار سازهٔ مقیاس در نظر گرفته شد. تفاوت نمرات حاصل از اجرای پرسش‌نامه در مدارس عادی و استثنایی معنادار بود ($p<۰/۰۰۱$) و اعتبار تفکیکی مناسب مقیاس را نشان داد. همچنین ضریب پایایی بازآزمایی به‌فاصلهٔ دو هفته برای کل پرسش‌نامه ۰/۹۰ و برای خرده‌مقیاس‌ها از ۰/۷۱ (مشکل در ریاضی) تا ۰/۸۸ (مشکل در خواندن) محاسبه شد. همسانی درونی به‌روش آلفای کرونباخ برای کل پرسش‌نامه و تمامی خرده‌مقیاس‌های آن بیش از ۰/۷۰ به‌دست آمد (۱۳).

در ادامه مراحل طی‌شده برای انجام پژوهش حاضر ذکر شده است. برای انطباق مقیاس با فرهنگ و زبان فارسی، از روش ارائه‌شده توسط سازمان بهداشت جهانی[9] استفاده شد (۱۴). ابتدا ترجمهٔ مستقیم از زبان انگلیسی به فارسی، توسط فرد متخصص در حوزهٔ ناتوانی‌های یادگیری و مسلط به زبان‌های فارسی و انگلیسی انجام گرفت. سپس این ترجمه توسط گروه تخصصی اساتید بررسی شد و اصلاحات لازم از جنبه‌های نگارش و عبارت‌پردازی و محتوا صورت پذیرفت. در مرحلهٔ

---

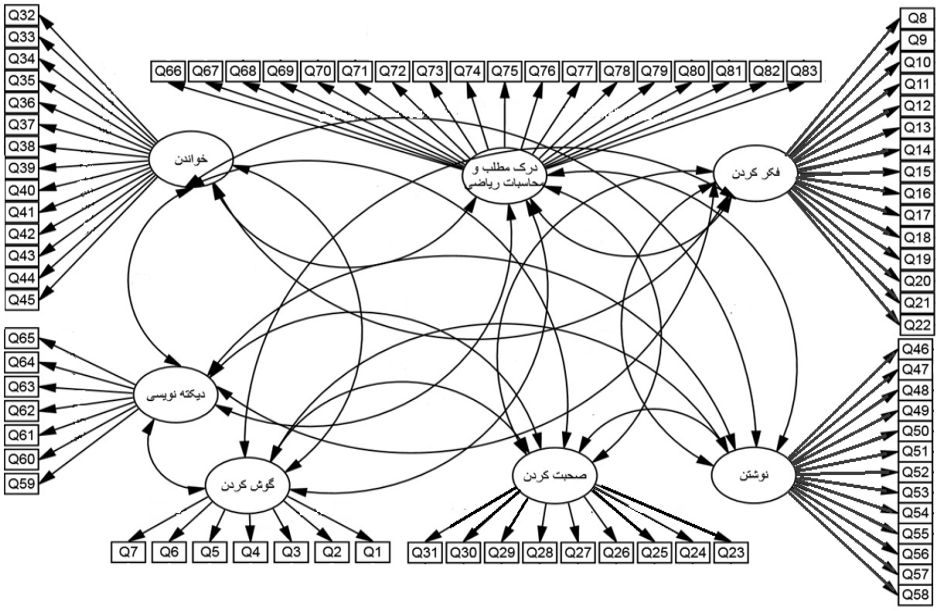
1. Validity
2. Concurrent validity
3. Colorado Learning Difficulties Questionnaire (CLDQ)
4. Individuals with Disability Education Act (IDEA)
5. Learning Disabilities Diagnostic Inventory (LDDI)
6. Test-retest reliability
7. Inter-rater reliability coefficient
8. Internal consistency
9. World Health Organization

بعد، یکی از متخصصان دوزبانه (فارسی و انگلیسی) که اطلاعی از مقیاس انگلیسی و جملاتش نداشت، ترجمهٔ معکوس را انجام داد. سپس با ارجاع مجدد به گروه تخصصی اساتید، مقایسه و اصلاحات لازم صورت گرفت. در این مرحله به‌منظور دریافت میزان فهم و نوع برداشت از گویه‌ها و نیز متناسب‌سازی با ادبیات موجود در نظام آموزشی کشور، مقیاس در بین یکی از مؤلفان کتاب‌های درسی دورهٔ ابتدایی و شش نفر از معلمان به‌شکل مصاحبهٔ بالینی اجرا شد. درنهایت با اصلاحات گروه تخصصی اساتید، نسخهٔ نهایی با ۸۵ گویه تدوین شد و مستندسازی‌ها انجام پذیرفت. به‌منظور گردآوری داده‌ها پس از کسب مجوزهای لازم از سازمان آموزش‌وپرورش کل و سازمان آموزش‌وپرورش استثنایی، برای ورود به مدارس دورهٔ ابتدایی و مراکز ناتوانی یادگیری، گردآوری داده‌ها در دو مرحله صورت گرفت: در مرحلهٔ اول، در مدارس دورهٔ ابتدایی منتخب، پس از هماهنگی‌های لازم با مدیران مدارس، به‌منظور آگاهی‌بخشیدن دربارهٔ اهداف پژوهش و نیز آموزش معلمان پایه‌های دوم تا پنجم ابتدایی، درزمینهٔ چگونگی تکمیل مقیاس، جلسات توجیهی برگزار شد. ضمن اطمینان‌بخشی دربارهٔ اصل محرمانگی، باتوجه به محدودیت زمانی معلمان، از آن‌ها درخواست شد با انتخاب تصادفی، پرسش‌نامه‌های توزیع‌شده را دربارهٔ هر تعداد از دانش‌آموزان خود که امکان‌پذیر است و نیز با انتخاب هدفمند، برای یک دانش‌آموز که به‌نظر ایشان در یادگیری مشکل دارد، تکمیل کنند؛ در مرحلهٔ دوم، تمامی مراحل قبل در مراکز ناتوانی یادگیری اجرا شد. همچنین از مربیان این مراکز درخواست شد ضمن توجیه والدین دانش‌آموزان، درزمینهٔ اهداف پژوهش و اطمینان‌بخشی دربارهٔ اصل محرمانگی، پرسش‌نامهٔ مشکلات یادگیری کلرادو را در بین والدین توزیع کرده تا به‌صورت هم‌زمان تکمیل کنند. به‌منظور بررسی اعتبار محتوا، با بهره‌گیری از نظرات شش نفر از اساتید و متخصصان حوزهٔ ناتوانی‌های یادگیری، نسبت اعتبار محتوا[1] و شاخص اعتبار محتوا[2] محاسبه شد (۱۵،۱۶).

برای تحلیل داده‌ها، روش‌های آماری توصیفی نظیر شاخص‌های فراوانی، مرکزی و پراکندگی به‌کار رفت. همچنین به‌منظور بررسی اعتبار سازه[3]، تحلیل عاملی تأییدی[4] به‌روش برآورد حداکثر درست‌نمایی[5]، در گروه بهنجار انجام گرفت. برای بررسی شاخص‌های نکویی برازش مدل، چندین شاخص شامل نسبت مجذورخی به درجهٔ آزادی[6]، شاخص برازش نرم‌شده پارسیمونس[7]، شاخص برازش مقایسه‌ای[8]، شاخص برازش مقایسه‌ای پارسیمونس[9]، شاخص برازش افزایشی[10]، شاخص نکویی برازش[11] و ریشهٔ میانگین مربعات خطای تقریب[12] به‌کار رفت. براساس پیشنهاد کلاین، آستانهٔ پذیرش شاخص‌های نکویی برازش مدل، مطابق جدول ۱ در نظر گرفته شد (۱۷).

جدول ۱. آستانهٔ پذیرش شاخص‌های نکویی برازش مدل براساس پیشنهاد کلاین

شاخص‌های برازش نکویی	χ2	df	P-value	CMIN/df	(CL90%) RMSEA	PNFI	CFI	PCFI	IFI	GFI
آستانهٔ پذیرش کلاین	–	–	–	۳>خوب ۵>قابل‌قبول	۰/۱>قابل قبول ۰/۰۸>خوب	>۰/۵۰	>۰/۹۰	>۰/۵۰	>۰/۹۰	>۰/۹۰



شکل ۱. مدل مفهومی هفت‌مؤلفه‌ای مقیاس تشخیصی–تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری

1. Content Validity Ratio (CVR)
2. Content Validity Index (CVI)
3. Construct Validity
4. Confirmatory Factor Analysis
5. Maximum Likelihood Estimation
6. Chi-square/degree-of-freedom ratio (CMIN/DF)
7. Parsimonious normed fit index (PNFI)
8. Comparative fit index (CFI)
9. Parsimonious comparative fit index (PCFI)
10. Incremental fit index (IFI)
11. Goodness of fit index (GFI)
12. Root mean square error of approximation (RMSEA)

بررسی همسانی درونی به‌روش آلفای کرونباخ، ثبات زمانی به‌روش پایایی بازآزمایی با فاصلهٔ زمانی چهار هفته در گروه نمونهٔ بالینی و ازطریق محاسبهٔ ضریب همبستگی درون‌طبقه‌ای[1] و اعتبار هم‌زمان[2] با استفاده از ضریب همبستگی پیرسون در گروه نمونهٔ بالینی انجام شد. علاوه‌براین، به‌منظور بررسی اعتبار تفکیکی[3]، ۲۷ نفر از دانش‌آموزان گروه نمونهٔ بهنجار که از نظر متغیرهای جنسیت و پایهٔ تحصیلی و محل سکونت با گروه نمونهٔ بالینی (۲۷ نفر) همتا بودند، به‌طور تصادفی انتخاب شدند و مقایسهٔ نمرات آن‌ها ازطریق آزمون تی مستقل با گروه نمونهٔ بالینی صورت گرفت. شایان ذکر است، ابتدا پیش‌فرض‌های نرمال‌بودن توزیع داده‌ها و نیز همگنی واریانس‌ها ازطریق آزمون لون بررسی شد. در این پژوهش تحلیل عاملی تأییدی با استفاده از نرم‌افزار AMOS نسخهٔ ۲۶ و سایر تحلیل‌های آماری با استفاده از نرم‌افزار SPSS نسخهٔ ۲۶ انجام پذیرفت. سطح معناداری برابر با ۰/۰۵ در نظر گرفته شد. مدل مفهومی پژوهش حاضر، در شکل ۱ ارائه شده است.

طبق دیدگاه وستون و گور، ازآنجاکه کمتر مدلِ مفروضی برازش کامل با داده‌ها را نشان می‌دهد، در این مطالعه با انتخاب گام اصلاح مدل ازطریق ایجاد چند مسیرِ کوواریانسی بین باقیمانده‌های خطا برای زوج گویه‌های مقیاس ارزیابی ناتوانی یادگیری، به بهبود برازندگی مدل پیشنهادی با داده‌ها کمک شد (۱۸). همچنین در مقیاس‌های طولانی که برای اندازه‌گیری هر عامل تعداد زیادی گویه به‌کار می‌رود، زمانی که گویه‌های انفرادی تحلیل تأییدی می‌شوند، انتظار اینکه مدل مدنظر با داده‌ها برازش داشته باشد و راه‌حل‌های رضایت‌بخشی به‌دست دهد، غیرمنطقی است (۱۹). در این‌گونه مواقع، درصورت تک‌بُعدی‌بودن هریک از مؤلفه‌های مقیاس، استفاده از بسته‌های گویه[4] مناسب خواهد بود (۲۰)؛ ازاین‌رو در پژوهش حاضر، ابتدا دربارهٔ هریک از مؤلفه‌ها، ازطریق تحلیل عاملی اکتشافی[5] به‌روش تحلیل مؤلفهٔ اصلی[6] مفروضهٔ تک‌بُعدی‌بودن هفت مؤلفهٔ مقیاس، به‌صورت جداگانه بررسی شد و سپس تکنیک تلفیق گویه به‌کار رفت. همچنین به‌دلیل اینکه بهترین روش در بسته‌بندی یا تلفیق گویه‌ها استفاده از نتایج تحلیل عاملی اکتشافی است (۲۱)، در این پژوهش، براساس بارهای عاملی گزارش‌شده در پژوهش پازوکی و همکاران، دربارهٔ هریک از گویه‌ها، گویه‌های با بار عاملی ضعیف و متوسط و قوی مشخص شدند (۲۲) و به‌تناوب در سه واحد تلفیق شدند؛ به‌طوری‌که در هر سه واحد، توزیع گویه‌ها با بارهای عاملی قوی و ضعیف و متوسط صورت گرفت. محتوای بسته‌های گویه‌ها در جدول ۲ مشاهده می‌شود. شایان ذکر است، هیچ‌یک از گویه‌ها از مؤلفه‌ای حذف یا به مؤلفهٔ دیگر منتقل نشد و فقط گویه‌ها در درون مؤلفه‌ها بسته‌بندی شدند؛ ازاین‌رو در دامنهٔ نمرات مؤلفه‌ها و نمره‌گذاری مقیاس تغییری به‌وجود نیامد.

جدول ۲. محتوای بسته‌های گویه

مؤلفه	شمارهٔ گویه در هریک از بسته‌ها
مؤلفهٔ گوش‌کردن	بستهٔ اول: ۲، ۴، ۶؛ بستهٔ دوم: ۳، ۷؛ بستهٔ سوم: ۱، ۵
مؤلفهٔ فکرکردن	بستهٔ اول: ۱۱، ۱۳، ۱۵، ۱۸، ۱۹؛ بستهٔ دوم: ۹، ۱۰، ۱۲، ۱۴، ۱۶؛ بستهٔ سوم: ۸، ۱۷، ۲۰، ۲۱، ۲۲
مؤلفهٔ صحبت‌کردن	بستهٔ اول: ۲۴، ۳۱، ۳۵؛ بستهٔ دوم: ۲۶، ۲۹، ۳۰؛ بستهٔ سوم: ۲۳، ۲۷، ۲۸
مؤلفهٔ خواندن	بستهٔ اول: ۳۵، ۳۶، ۳۸، ۳۹، ۴۴؛ بستهٔ دوم: ۳۲، ۳۳، ۳۴، ۴۳، ۴۵؛ بستهٔ سوم: ۳۷، ۴۰، ۴۱، ۴۲
مؤلفهٔ نوشتن	بستهٔ اول: ۴۶، ۴۹، ۵۰، ۵۵، ۵۸؛ بستهٔ دوم: ۴۸، ۵۱، ۵۳، ۵۶؛ بستهٔ سوم: ۴۷، ۵۲، ۵۴، ۵۷
مؤلفهٔ دیکته‌نویسی	بستهٔ اول: ۵۹، ۶۲، ۶۳؛ بستهٔ دوم: ۶۱، ۶۴؛ بستهٔ سوم: ۶۰، ۶۵
مؤلفهٔ درک مطلب و محاسبات ریاضی	بستهٔ اول: ۶۸، ۶۹، ۷۴، ۷۶، ۷۷، ۷۸؛ بستهٔ دوم: ۶۶، ۷۰، ۷۵، ۸۰، ۸۲، ۸۳؛ بستهٔ سوم: ۶۷، ۷۱، ۷۲، ۷۳، ۷۹، ۸۱

همچنین قبل از انجام تحلیل عاملی تأییدی بر ساختار هفت‌مؤلفه‌ای مقیاس، ابتدا بررسی پیش‌فرض‌های تحلیل عاملی تأییدی صورت گرفت (۲۳). به‌منظور بررسی وجودنداشتن داده‌های پرت چندمتغیری، شاخص فاصلهٔ ماهالانوبیس[7] ارزیابی شد. همچنین برای بررسی نرمال‌بودن تک‌متغیری گویه‌های مقیاس، شاخص‌های کجی[8] و کشیدگی[9] به‌کار رفت تا درصورت کجی و کشیدگی زیاد، تبدیل‌های لازم انجام شود. تاباکنیک و فیدل عقیده داشتند، اگر کجی و کشیدگی گویه‌ها در دامنهٔ ۲± باشد، نیازی به تبدیل نیست و ادامهٔ روند تحلیل‌های آماری با این گویه‌ها خللی در نتایج ایجاد نمی‌کند (۲۳). برای بررسی نرمال‌بودن چندمتغیری نیز از ضریب کشیدگی استانداردشدهٔ مردیا[10] و نسبت بحرانی استفاده شد (۲۴). بلانچ پیشنهاد داد، مقادیر کوچک‌تر از ۵ برای نسبت بحرانی به‌عنوان تخطی‌نداشتن از نرمال‌بودن چندمتغیره در نظر گرفته می‌شود (۲۴).

۳ یافته‌ها

پژوهش حاضر با هدف اعتبارسنجی ساختار هفت‌مؤلفه‌ای مقیاس تشخیصی‌ـ‌تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری (LDES-4)، در بین دانش‌آموزان پایه‌های دوم تا پنجم ابتدایی انجام گرفت. در این پژوهش براساس نتایج بررسی اعتبار محتوا، باتوجه به تعداد متخصصان (شش نفر)، دو گویه با نسبت اعتبار محتوا برابر با ۰/۶۶ از مقیاس حذف شد. همچنین شاخص‌های اعتبار محتوا برای تمامی گویه‌های مقیاس، بیشتر از ۰/۸۳ محاسبه شد؛ ازاین‌رو، هیچ‌کدام از گویه‌های باقیمانده، نیاز به اصلاح نداشت و حذف نشد. بدین‌ترتیب داده‌های مقیاس، با

1. Intraclass corolation coeficient (ICC)
2. Concurrent validity
3. Discriminant validity
4. Item parcel
5. Exploratory factor analysis
6. Principal componenet analysis
7. Mahalanobis distance index
8. Skewness
9. Kurtosis
10. Mardia standardized kurtosis coefficient

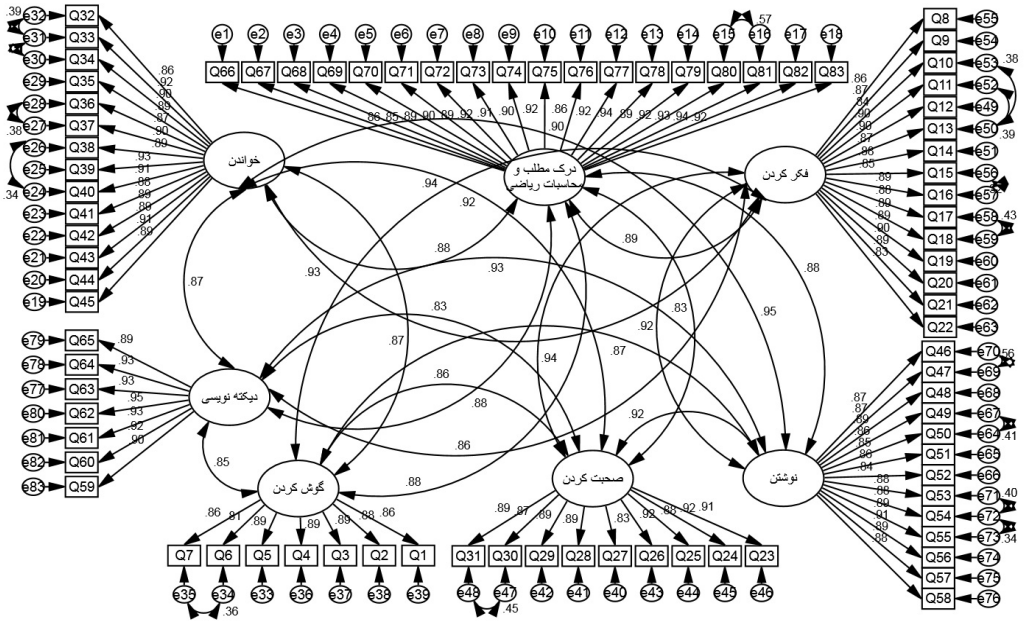
۸۳ گویه وارد تحلیل شد. در بررسی پیش‌فرض‌های تحلیل عاملی تأییدی، دادهٔ پرت شناسایی نشد.

شاخص‌های کجی و کشیدگی محاسبه‌شدهٔ تمامی گویه‌ها، در دامنهٔ ۲± قرار داشت. همچنین، ضریب مردیا برابر با ۴/۳۴۰ و نسبت بحرانی برابر با ۱/۹۹۸ به‌دست آمد؛ ازاین‌رو تمامی پیش‌فرض‌ها برقرار بود. در ادامه نتایج حاصل از تحلیل عاملی تأییدی به‌روش برآورد حداکثر درست‌نمایی بیان شده است.

مطابق جدول ۳، شاخص‌های برازش نکویی به‌صورت CMIN/df=۴/۵۹۰، RMSEA=۰/۱۱۰، IFI=۰/۷۴۷، PNFI=۰/۶۷۷، PCFI=۰/۷۲۴، CFI=۰/۷۴۷ و GFI=۰/۴۶۰به‌دست آمد که به‌غیر از دو شاخص PNFI و PCFI، مقدار محاسبه‌شده در سایر شاخص‌ها، حاکی‌از مقبولیت‌نداشتن برازندگی مدل هفت‌مؤلفه‌ای بود. مطابق جدول ۳ نتایج نشان داد، با ایجاد کوواریانس بین باقیمانده‌های خطا برای گویه‌های متغیرهای مکنون، درمجموع ۱۵ واحد کاهش در درجهٔ آزادی، مقدار ۸۲۱/۵ واحد از مجذورخی مدل اصلاح‌شده، کاهش یافت. به‌عنوان برآیند این اصلاحات، شاخص‌های برازش نکویی در مدل اصلاح‌شده به‌صورت CMIN/df=۴/۳۶۱، PNFI=۰/۶۹۰، PCFI=۰/۷۳۷، RMSEA=۰/۱۰۶، IFI=۰/۷۶۵، CFI=۰/۷۶۴ و GFI=۰/۴۸۵به‌دست‌آمد که همچنان به‌غیر از دو شاخص PNFI و PCFI سایر شاخص‌ها از الگوی هفت‌مؤلفه‌ای مقیاس تشخیصی‌ـ‌تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری، حمایت نکرد. شکل ۲ نتایج مدل حاصل از تحلیل عاملی تأییدی هفت‌مؤلفه‌ای مقیاس پس از اصلاح را نشان می‌دهد.

جدول ۳. شاخص‌های برازش نکویی ساختار هفت‌مؤلفه‌ای مقیاس تشخیصی‌ـ‌تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری

شاخص‌های برازش نکویی	χ^2	df	مقدار p	CMIN/df	RMSEA (CL90%)	PNFI	CFI	PCFI	IFI	GFI
پیش از اصلاح	۱۵۱۴۳/۴۱۶	۳۲۹۹	<۰/۰۰۱	۴/۵۹۰	(۰/۱۱۱-۰/۱۰۸) ۰/۱۱۰	۰/۶۷۷	۰/۷۴۷	۰/۷۲۴	۰/۷۴۷	۰/۴۶۰
بعد از اصلاح	۱۴۳۲۱/۹۱۶	۳۲۸۴	<۰/۰۰۱	۴/۳۶۱	(۰/۱۰۸-۰/۱۰۵) ۰/۱۰۶	۰/۶۹۰	۰/۷۶۴	۰/۷۳۷	۰/۷۶۵	۰/۴۸۵



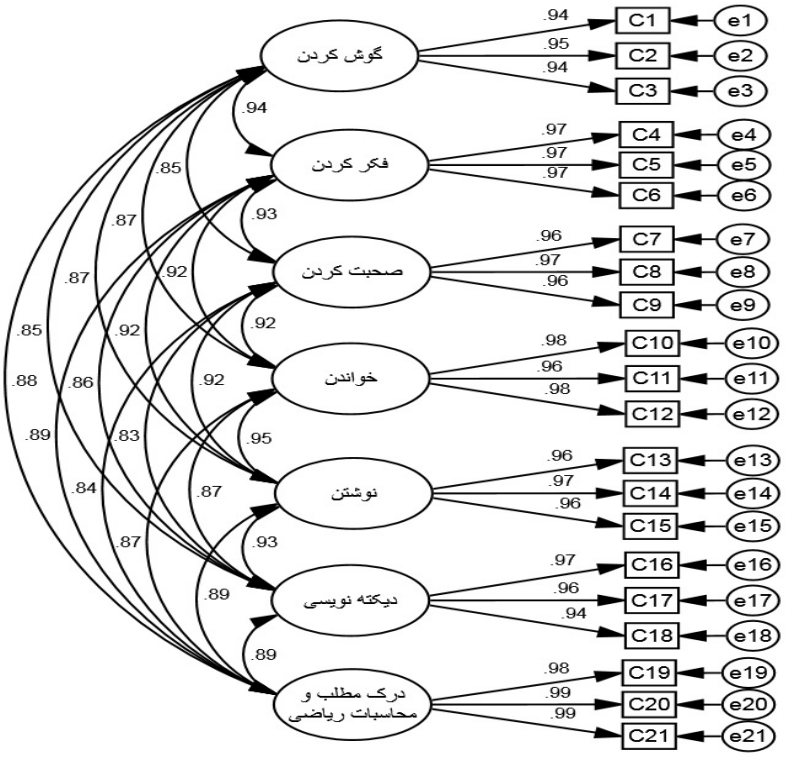
شکل ۲. مدل حاصل از تحلیل عاملی تأییدی پس از اصلاح

درگام تلفیق گویه‌ها، نتایج حاصل از تحلیل‌های مؤلفهٔ اصلی حاکی‌از تک‌بُعدی‌بودن مؤلفه‌های هفت‌گانه بود. همچنین شاخص‌های کجی و کشیدگی بستهٔ گویه‌ها در محدودهٔ ۲± قرار داشت و پیش‌فرض نرمال‌بودن داده‌ها برقرار بود. نتایج تحلیل عاملی تأییدی ساختار هفت‌مؤلفه‌ای مقیاس و شاخص‌های برازندگی مدل پس از انجام تلفیق گویه‌ها، در جدول ۴ آورده شده است.

جدول ۴. شاخص‌های برازش نکویی ساختار هفت‌مؤلفه‌ای مقیاس تشخیصی‌ـ‌تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری بعد از تلفیق گویه‌ها

شاخص‌های برازش نکویی	χ^2	df	مقدار p	CMIN/df	RMSEA (CL90%)	PNFI	CFI	PCFI	IFI	GFI
پس از تلفیق گویه‌ها	۶۵۲/۳۰۰	۱۶۸	<۰/۰۰۱	۳/۸۸۳	(۰/۱۰۷-۰/۰۹۱) ۰/۰۹۹	۰/۷۶۱	۰/۹۶۳	۰/۷۷۰	۰/۹۶۳	۰/۸۳۷

مطابق جدول ۴، پس از تلفیق گویه‌ها، شاخص‌های برازندگی به‌دست‌آمده از تحلیل عاملی تأییدی، از برازش قابل قبول ساختار هفت‌مؤلفه‌ای مقیاس با داده‌های گردآوری‌شده حمایت کرد؛ به‌طوری‌که مقادیر CMIN/df کوچک‌تر از ۵ و RMSEA کمتر از ۰/۱ محاسبه شد که مناسب بود. همچنین شاخص‌های برازندگی شامل PCFI=۰/۷۷۰، PNFI=۰/۷۶۱، IFI=۰/۹۶۳ و CFI=۰/۹۶۳ درخورتوجه بود و برازش مناسب با داده‌ها را نشان داد. GFI=۰/۸۳۷ نیز اندکی کمتر از ۰/۹۰ اغماض‌پذیر بود. بدین‌ترتیب می‌توان نتیجه گرفت، ساختار هفت‌مؤلفه‌ای مقیاس تشخیصی‌ـ‌تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری، در دانش‌آموزان پایه‌های دوم تا پنجم ابتدایی ازلحاظ تجربی، تأیید می‌شود. در شکل ۳، نتایج مدل اصلاح‌شدهٔ حاصل از تحلیل عاملی تأییدی هفت‌مؤلفه‌ای مقیاس، با استفاده از تلفیق گویه‌ها آورده شده است.



شکل ۳. مدل اصلاح‌شدهٔ حاصل از تحلیل عامل تأییدی هفت‌مؤلفه‌ای پس از تلفیق گویه‌ها

در بررسی اعتبار هم‌زمان، ابتدا شاخص‌های توصیفی مقیاس تشخیصی‌ـ‌تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری و پرسش‌نامهٔ مشکلات یادگیری کلرادو (CLDQ) محاسبه شد (جدول ۵). مطابق جدول ۵، شاخص‌های کجی و کشیدگی نمرات در هر دو مقیاس در دامنهٔ ۲± قرار داشت و پیش‌فرض نرمال‌بودن توزیع داده‌ها برقرار بود.

جدول ۵. شاخص‌های توصیفی مقیاس تشخیصی‌ـ‌تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری و پرسش‌نامهٔ مشکلات یادگیری کلرادو (n=۲۷)

	مؤلفه‌ها	میانگین	انحراف معیار	دامنهٔ تغییرات	کجی	کشیدگی
مقیاس ارزیابی ناتوانی یادگیری	گوش‌کردن	۹/۵۳	۲/۱۲	۷-۱۵	۱/۰۴۶	۰/۸۰۲
	فکرکردن	۲۰/۸۰	۳/۷۹	۱۵-۲۷	-۰/۱۰۱	-۱/۱۴۱
	صحبت‌کردن	۱۰/۱۹	۲/۳۶	۹-۱۷	۱/۲۲۳	۲/۰۶۵
	خواندن	۱۷/۷۶	۲/۸۴	۱۴-۲۳	۰/۱۶۳	-۱/۱۸۲
	نوشتن	۱۶/۴۶	۳/۵۹	۱۳-۲۵	۱/۱۱۸	۰/۴۱۶
	دیکته‌نویسی	۹/۷۶	۲/۱۴	۷-۱۴	۰/۱۶۶	-۱/۲۰۴
	درک مطلب و محاسبات ریاضی	۲۰/۰۳	۴/۳۲	۱۶-۳۲	۱/۱۳۴	۰/۶۹۵
پرسش‌نامهٔ مشکلات یادگیری کلرادو	مشکل در خواندن	۱۶/۵۰	۴/۴۷	۸-۲۵	۰/۰۰۴	-۰/۷۹۴
	شناخت اجتماعی	۷/۸۴	۲/۷۵	۴-۱۴	۰/۲۶۱	-۰/۴۹۲
	اضطراب اجتماعی	۷/۵۷	۲/۲۴	۳-۱۲	-۰/۰۶۴	-۰/۲۶۱
	مشکلات فضایی	۱۱/۹۲	۳/۵۶	۴-۲۰	-۰/۱۷۸	۰/۳۸۶
	مشکل در ریاضی	۸	۳/۳۹	۳-۱۵	۰/۰۹۳	-۰/۸۵۸

ضرایب همبستگی پیرسون بین مؤلفه‌های هفت‌گانهٔ مقیاس حاضر با خرده‌مقیاس‌های پرسش‌نامهٔ مشکلات یادگیری کلرادو اکثراً معنادار ($p<۰/۰۵$) به‌دست‌آمد. همچنین ضریب همبستگی بین نمرات کل دو مقیاس برابر با ۰/۶۵ محاسبه شد که نشان‌دهندهٔ اعتبار هم‌زمان قابل‌قبول بود (جدول ۶).

جدول ۶. ضرایب همبستگی پیرسون بین مؤلفه‌های مقیاس تشخیصی–تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری و خرده‌مقیاس‌های پرسش‌نامهٔ مشکلات یادگیری کلرادو (n=۲۷)

	مشکل در خواندن	شناخت اجتماعی	اضطراب اجتماعی	مشکلات فضایی	مشکل در ریاضی	CLDQ
گوش‌کردن	۰/۳۲*	۰/۳۱*	۰/۰۲	۰/۳۴*	۰/۲۶*	۰/۴۶*
فکرکردن	۰/۵۴*	۰/۳۳*	−۰/۱۲	۰/۵۷*	۰/۱۲	۰/۵۸*
صحبت‌کردن	۰/۱۸	۰/۴۷*	۰/۴۳*	۰/۳۱*	۰/۲۲*	۰/۳۵*
خواندن	۰/۶۰*	۰/۲۱*	−۰/۰۶	۰/۴۰*	۰/۰۴	۰/۴۹*
نوشتن	۰/۲۱*	۰/۳۲*	۰/۰۶	۰/۵۵*	۰/۰۱	۰/۴۱*
دیکته‌نویسی	۰/۶۲*	۰/۰۳	۰/۲۰*	۰/۲۷*	−۰/۱۲	۰/۳۲*
درک مطلب و محاسبات ریاضی	۰/۰۹	۰/۲۲*	−۰/۰۵	۰/۴۰*	۰/۷۶*	۰/۵۱*
LDES	۰/۴۴*	۰/۳۹*	−۰/۰۱	۰/۶۱*	۰/۳۱*	۰/۶۵*

*$p<۰/۰۵$

در بررسی اعتبار تفکیکی، پیش‌فرض نرمال‌بودن توزیع نمرات براساس شاخص‌های کجی و کشیدگی محاسبه‌شده در محدودهٔ ۲± قرار داشت. همچنین همگنی واریانس‌ها باتوجه به معنادارنبودن آزمون لون برقرار بود ($p>۰/۰۵$). مطابق جدول ۷ نتایج حاصل از آزمون تی مستقل نشان داد، میانگین نمرهٔ کل مقیاس تشخیصی–تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری و هریک از هفت مؤلفهٔ آن، در گروه بالینی درمقایسه با گروه بهنجار بیشتر بود و بین دو گروه بالینی و بهنجار تفاوت معنادار وجود داشت ($p<۰/۰۰۱$).

جدول ۷. نتایج آزمون تی مستقل بین دو گروه نمونهٔ بالینی و بهنجار (n=۲۷)

متغیر	گروه	میانگین	انحراف معیار	آمارهٔ t	df	مقدار p	اختلاف میانگین	فاصلهٔ اطمینان بالا	فاصلهٔ اطمینان پایین
ارزیابی ناتوانی یادگیری	بالینی	۱۹۱/۳۳	۲۰/۵۰	۱۴/۰۷۷	۵۲	<۰/۰۰۱	۷۳/۶۲	۸۴/۱۲	۶۳/۱۳
	بهنجار	۱۱۷/۷۰	۱۷/۸۴						
گوش‌کردن	بالینی	۱۸/۸۵	۲/۴۹	۱۲/۱۹۲	۵۲	<۰/۰۰۱	۸/۴۸	۹/۸۷	۷/۰۸
	بهنجار	۱۰/۳۷	۲/۶۱						
فکرکردن	بالینی	۳۴/۹۶	۶/۹۳	۸/۳۷۴	۵۲	<۰/۰۰۱	۱۲/۸۵	۱۵/۹۳	۹/۷۷
	بهنجار	۲۲/۱۱	۳/۹۴						
صحبت‌کردن	بالینی	۲۱/۱۱	۲/۵۰	۱۴/۹۰۱	۵۲	<۰/۰۰۱	۱۰/۰۳	۱۱/۳۸	۸/۶۸
	بهنجار	۱۱/۰۷	۲/۴۴						
خواندن	بالینی	۳۰	۶/۸۵	۵/۷۸۴	۵۲	<۰/۰۰۱	۹/۲۵	۱۲/۴۷	۶/۰۴
	بهنجار	۲۰/۷۴	۴/۷۱						
نوشتن	بالینی	۲۹/۸۸	۵/۶۳	۸/۰۳۰	۵۲	<۰/۰۰۱	۱۰/۹۶	۱۳/۷۰	۸/۲۲
	بهنجار	۱۸/۹۲	۴/۳۰						
دیکته‌نویسی	بالینی	۱۹/۲۵	۲/۳۴	۱۰/۲۰۳	۵۲	<۰/۰۰۱	۷/۷۷	۹/۳۰	۶/۲۴
	بهنجار	۱۱/۴۸	۳/۱۹						
درک مطلب و محاسبات ریاضی	بالینی	۳۷/۲۵	۹/۶۵	۶/۸۸۹	۵۲	<۰/۰۰۱	۴/۲۵	۱۸/۴۱	۱۰/۱۰
	بهنجار	۲۳	۴/۷۳						

در بررسی پایایی بازآزمایی با فاصلهٔ زمانی چهار هفته در گروه نمونهٔ بالینی مطابق جدول ۸، مقدار ضرایب همبستگی درون‌طبقه‌ای با فاصلهٔ اطمینان ۹۵درصد، برای کل مقیاس و مؤلفه‌های هفت‌گانهٔ آن، بین ۰/۸۹۱تا۰/۹۷۰ (کمترین مقدار مربوط به مؤلفهٔ فکرکردن و بیشترین مقدار مربوط به مؤلفهٔ صحبت‌کردن)، به‌دست آمد که معنادار ($p<۰/۰۰۱$) و نشان‌دهندهٔ مناسب‌بودن ثبات زمانی مقیاس بود.

جدول ۸. ضرایب همبستگی درون‌طبقه‌ای مقیاس تشخیصی‌ـ تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری حاصل از آزمون‌ـ بازآزمون با فاصلهٔ زمانی چهار هفته در گروه نمونهٔ بالینی (n=۲۷)

مؤلفه‌های مقیاس ارزیابی ناتوانی یادگیری	ICC	فاصلهٔ اطمینان ۹۵درصد		معناداری
		کران پایین	کران بالا	
گوش‌کردن	۰/۹۳۲	۰/۹۰۱	۰/۹۷۴	<۰/۰۰۱
فکرکردن	۰/۸۹۱	۰/۸۲۱	۰/۹۳۶	<۰/۰۰۱
صحبت‌کردن	۰/۹۷۰	۰/۹۳۵	۰/۹۸۷	<۰/۰۰۱
خواندن	۰/۹۰۳	۰/۸۷۶	۰/۹۵۹	<۰/۰۰۱
نوشتن	۰/۸۹۷	۰/۸۳۰	۰/۹۲۱	<۰/۰۰۱
دیکته‌نویسی	۰/۹۱۲	۰/۸۹۶	۰/۹۴۱	<۰/۰۰۱
درک مطلب و محاسبات ریاضی	۰/۹۲۲	۰/۸۲۷	۰/۹۶۵	<۰/۰۰۱
کل مقیاس	۰/۹۶۳	۰/۸۷۰	۰/۹۸۵	<۰/۰۰۱

همسانی درونی با محاسبهٔ ضریب آلفای کرونباخ برای کل مقیاس مقیاس، بیش از ۰/۷۰ برآورد شد. مطابق جدول ۹، برابر با ۰/۹۴ و برای هریک از مؤلفه‌های هفت‌گانهٔ

جدول ۹. ضریب آلفای کرونباخ برای کل مقیاس تشخیصی‌ـ تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری و هریک از مؤلفه‌های آن (n=۲۹۸)

مؤلفه‌های مقیاس ارزیابی ناتوانی یادگیری	ضریب آلفای کرونباخ
گوش‌کردن	۰/۷۸
فکرکردن	۰/۸۵
صحبت‌کردن	۰/۸۹
خواندن	۰/۷۵
نوشتن	۰/۸۸
دیکته‌نویسی	۰/۷۹
درک مطلب و محاسبات ریاضی	۰/۸۶
کل مقیاس	۰/۹۴

۴ بحث

هدف پژوهش حاضر اعتبارسنجی ساختار هفت‌مؤلفه‌ای مقیاس تشخیصی‌ـ تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری و بررسی سایر ویژگی‌های روان‌سنجی این مقیاس در بین دانش‌آموزان پایه‌های دوم تا پنجم ابتدایی بود. بدین‌منظور پس از ترجمه و انطباق مقیاس مذکور با زبان و فرهنگ فارسی و مفاهیم آموزشی مقطع ابتدایی و گردآوری داده‌ها، تجزیه‌وتحلیل آماری آن‌ها صورت گرفت.

براساس نتایج حاصل از تحلیل عاملی تأییدی، در ابتدا شاخص‌های برازش نکویی باوجود اصلاحات، نتایج قابل‌قبولی را نشان نداد. کلاین بر این باور بود که یکی از دلایل ضعیف‌بودن شاخص‌های برازندگی در نتایج تحلیل عاملی تأییدی، تعداد زیاد گویه‌ها یا به‌عبارت‌دیگر متغیرهای مشاهده‌شده است (۱۷). مید و کروستالیس اعتقاد داشتند، بیشتربودن نسبت نشانگر به تعداد متغیرهای مشاهده‌شده، منجربه حصول شاخص‌های برازندگی ضعیف می‌شود (۲۱). در این‌گونه مواقع، استفاده از تلفیق گویه‌ها مناسب خواهد بود (۲۰). تلفیق گویه‌ها روش متداولی است که در تحلیل عاملی تأییدی مقیاس‌های طولانی برای بهبود شاخص‌های برازندگی استفاده می‌شود و حتی برخی از صاحب‌نظران نظیر ویلیامز و اوبویل[1] آن را توصیه می‌کنند (۲۵). به‌لحاظ روش‌شناسی، در تلفیق گویه‌ها به‌جای تحلیل عاملی تأییدی در سطح گویه‌های منفرد، بسته‌های گویه به‌کار می‌رود؛ این امر باعث کاهش درجهٔ آزادی و افزایش نسبت حجم نمونه به درجهٔ آزادی می‌شود و همچنین بنا به قضیهٔ حد مرکزی نمرات بسته‌های گویه به‌سمت توزیع نرمال میل می‌کند (۲۵). در تحلیل عاملی تأییدی برخی از مقیاس‌های معتبر نظیر ساختار عاملی نسخهٔ فارسی سیاههٔ رفتاری کودک آخنباخ[2] (فرم گزارش معلم) (۱۹) و نیز در بسیاری از پژوهش‌های اخیر، به‌منظور بهبود برازش مدل از روش بسته‌بندی سؤال یا تلفیق گویه استفاده شد (۲۸ـ۲۶).

در پژوهش حاضر پس از تلفیق گویه‌ها، شاخص‌های برازندگی به‌دست‌آمده از تحلیل عاملی تأییدی، از برازش قابل‌قبول ساختار هفت‌مؤلفه‌ای مقیاس حمایت کرد. ازآنجاکه در روش تلفیق گویه‌ها هیچ‌یک از گویه‌ها از مؤلفه‌ای حذف یا به مؤلفهٔ دیگر منتقل نمی‌شود و فقط گویه‌ها در درون مؤلفهٔ خود بسته‌بندی می‌شوند، در دامنهٔ نمرات مؤلفه‌ها و نمره‌گذاری مقیاس تغییری به‌وجود نیامد؛ بدین‌ترتیب می‌توان نتیجه گرفت، ساختار هفت‌مؤلفه‌ای مقیاس تشخیصی‌ـ تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری، در دانش‌آموزان پایه‌های دوم تا پنجم ابتدایی، ازلحاظ تجربی تأیید می‌شود و مبنای ارائهٔ راهکارها، اهداف

[1]. Williams & O'Boyle

[2]. Achenbach Child Behavior Checklist

جزئی کوتاه‌مدت و بلندمدتی است که قابلیت انطباق بر نیم‌رخ انفرادی دانش‌آموزان را دارد.

نتایج بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نیز همسو با پژوهش طراحان اصلی، مک‌کارنی و هاوس، مطلوب بود (۶). ضریب آلفای کرونباخ برای کل مقیاس ۰/۹۴ و برای هریک از مؤلفه‌ها بیش از ۰/۷۰ محاسبه شد که نشان‌دهندهٔ همسانی درونی قابل‌قبول مقیاس بود (۲۹). در پژوهش مک‌کارنی و هاوس، ضریب آلفای کرونباخ برای مؤلفه‌ها از ۰/۸۲ تا ۰/۹۳ گزارش شد (۶). پایایی بازآزمایی با فاصلهٔ زمانی چهار هفته، ازطریق محاسبهٔ ضریب همبستگی درون‌طبقه‌ای، بین ۰/۸۹ تا ۰/۹۷ به‌دست آمد که طبق نظر مونرو، حاکی‌از ثبات زمانی در سطح بسیار مطلوب بود (۳۰). بیشترین مقدار ضریب همبستگی درون‌طبقه‌ای محاسبه‌شده برای مؤلفهٔ صحبت‌کردن و کمترین آن برای مؤلفهٔ فکرکردن به‌دست آمد. در پژوهش مک‌کارنی و هاوس، بیشترین ضریب همبستگی مربوط به مؤلفهٔ درک مطلب و محاسبات ریاضی (۰/۹۷) و کمترین آن مربوط به مؤلفهٔ نوشتن (۰/۸۸) بود (۶). علت کمتربودن مقدار محاسبه‌شده در مؤلفهٔ فکرکردن را می‌توان این‌گونه تبیین کرد که محتوای گویه‌های آن، نظیر موفق‌نبودن در سازمان‌دهی یا موفق‌نبودن در تفکر منطقی و غیره، بیشتر تحت‌تأثیر قضاوت و حافظه قرار می‌گیرد و در طول زمان ممکن است دستخوش تغییر شود. ازطرف‌دیگر مهارت‌های موجود در مؤلفهٔ صحبت‌کردن، نظیر مشکل در تقلید آواهای گفتاری یا تحریف واژه‌ها حین صحبت‌کردن را می‌توان به‌صورت عینی‌تر ارزیابی کرد. ضریب همبستگی بین نمرهٔ کل مقیاس مزبور با نمرهٔ کل پرسش‌نامهٔ مشکلات یادگیری کلرادو (۱۱)، برابر با ۰/۶۵ به‌دست آمد که بیانگر اعتبار هم‌زمان قابل‌قبول بود. در پژوهش طراحان اصلی مقیاس، ضرایب همبستگی با پرسش‌نامهٔ تشخیصی ناتوانی‌های یادگیری (هامیل و بریانت، ۱۹۹۸)، از ۰/۵۱ تا ۰/۹۲ گزارش شد که حاکی‌از اعتبار هم‌زمان مناسب بود (۶). نتایج بررسی اعتبار تفکیکی، همسو با پژوهش مک‌کارنی و هاوس (۶)، نمرات کل مقیاس و هریک از مؤلفه‌های هفت‌گانهٔ آن در دو گروه بهنجار و بالینی دارای ناتوانی یادگیری ویژه، به‌صورت معنادار ($p<۰/۰۰۱$)، باهم تفاوت داشت.

پژوهش حاضر دارای محدودیت‌هایی بود؛ به‌علت دسترسی‌نداشتن هم‌زمان به بیش از یک معلم آشنا به ویژگی‌های یادگیری دانش‌آموزان پایه‌های دوم تا پنجم ابتدایی، پایایی به‌روش توافق بین‌ارزیابان بررسی نشد؛ همچنین، به‌دلیل دسترسی‌نداشتن به مقیاس تشخیصی دیگر، پرسش‌نامهٔ مشکلات یادگیری کلرادو (۱۱) که کاربرد غربالگری دارد، در بررسی اعتبار هم‌زمان به‌کار رفت. درنهایت پیشنهاد می‌شود، برای بررسی دقیق‌تر ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس حاضر، از روش‌های دیگر بررسی اعتبار و پایایی نظیر اعتبار واگرا[1] و پایایی توافق بین‌ارزیابان نیز استفاده شود. اعتبارسنجی مقیاس در گروه‌های بالینی دیگر نظیر دانش‌آموزان با اختلال نقص توجه/بیش‌فعالی[2] و اختلال‌های زبانی[3] و غیره و مقایسه با دانش‌آموزان دارای ناتوانی‌های یادگیری، می‌تواند منجربه دستیابی نیم‌رخ دقیق‌تری برای دانش‌آموزان با ناتوانی یادگیری ویژه شود. به‌علاوه برای علاقه‌مندان به پژوهش در این حوزه، اعتبارسنجی مقیاس در پایه‌های تحصیلی دیگر و مقایسهٔ گروه‌های جنسیتی پیشنهاد می‌شود.

۵ نتیجه‌گیری

براساس نتایج پژوهش حاضر، ساختار هفت‌مؤلفه‌ای مقیاس تشخیصی ـ تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری، در دانش‌آموزان پایه‌های دوم تا پنجم ابتدایی به‌لحاظ تجربی به‌تأیید رسید؛ ازاین‌رو درعین‌حال که ساختار هفت‌مؤلفه‌ای مقیاس به‌عنوان مبنای بُعد تجویزی آن حفظ شد، باوجود ویژگی‌های روان‌سنجی مناسب این مقیاس، می‌توان از آن به‌منزلهٔ بخشی از ارزیابی جامع، برای ارزیابی دانش‌آموزان پایه‌های دوم تا پنجم ابتدایی دارای ناتوانی‌های یادگیری، استفاده کرد.

۶ تشکر و قدردانی

از اساتید بزرگوار، معلمان فرهیخته، مدیران محترم مدارس و مراکز ناتوانی یادگیری، والدین گرامی، دانش‌آموزان عزیز و تمامی افرادی که در انجام این پژوهش یاری رساندند، کمال تشکر و قدردانی می‌شود.

۷ بیانیه‌ها

تأییدیهٔ اخلاقی و رضایت‌نامه از شرکت‌کنندگان

حضور شرکت‌کنندگان در این پژوهش با رضایت آگاهانه بود. پژوهش حاضر دارای کد اخلاق به‌شماره شناسهٔ IR.UT.PSYEDU.REC.1401.46 است.

تضاد منافع

در پژوهش حاضر هیچ‌گونه تضاد منافعی وجود ندارد.

منابع مالی

این پژوهش برگرفته از رسالهٔ دکتری در رشتهٔ روان‌شناسی و آموزش کودکان استثنایی دانشکدهٔ روان‌شناسی و علوم تربیتی دانشگاه تهران بوده و بدون حمایت مالی انجام شده است.

مشارکت نویسندگان

در این پژوهش نویسندهٔ اول محقق اصلی، نویسندگان دوم و سوم اساتید راهنما و نویسندگان سوم و چهارم اساتید مشاور بودند.

References

1. Brown DJ. National education data: more students with disabilities served over past decade in public schools [Internet]. Iowa Capital Dispatch. 2022 [cited 2023 Aug 26]. Available at: https://iowacapitaldispatch.com/2022/06/22/national-education-data-more-students-with-disabilities-served-over-past-decade-in-public-schools/
2. Shokoohi Yekta M, Pirzadi H, Parand A. Reading disorder: definitions, etiology, characteristics, assessment, and methods. 1st ed. Tehran: Teimourzadeh Pub; 2021, p: 38. [Persian]

[1]. Divergent validity
[2]. Attention Deficit/Hyper Activity Disorder (ADHD)
[3]. Language disorders

3. Grigorenko EL, Compton DL, Fuchs LS, Wagner RK, Willcutt EG, Fletcher JM. Understanding, educating, and supporting children with specific learning disabilities: 50 years of science and practice. Am Psychol. 2020;75(1):37–51. https://doi.org/10.1037/amp0000452
4. Fletcher JM, Miciak J. The identification of specific learning disabilities: a summary of research on best practices. Austin, TX: Meadows Center for Preventing Educational Risk; 2019.
5. Zhang S, Liu J, Wang J, Xia X, Zhang L, Liu L, et al. Developing and validating the Learning Disabilities Screening Scale in Chinese elementary schools. International Journal of Educational Research. 2019;96:91–9. https://doi.org/10.1016/j.ijer.2019.06.006
6. McCarney SB, House, SN. Learning Disability Evaluation Scale. 4th ed. Columbia, USA: Hawthorne Educational Services Inc; 2018.
7. Mathew ST. A review of the Learning Disability Evaluation Scale (LDES). Journal of School Psychology. 2001;39(3):279–84. https://doi.org/10.1016/S0022-4405(01)00066-8
8. McCarney SB, Bauer AM, House SN. Learning disability intervention manual. 2nd ed. Columbia, USA: Hawthorne Educational Services Inc; 2006.
9. McCarney SB, Bauer AM. The Parent's guide to learning disabilities: helping your LD child succeed at home and school. Columbia, USA: Hawthorne Educational Services Inc; 1991.
10. Mayers A. Introduction to statistics and SPSS in psychology. Harlow: Pearson Education; 2013.
11. Willcutt EG, Boada R, Riddle MW, Chhabildas N, DeFries JC, Pennington BF. Colorado Learning Difficulties Questionnaire: validation of a parent–report screening measure. Psychol Assess. 2011;23(3):778–91. https://doi.org/10.1037/a0023290
12. Hammill D, Bryant B. LDDI: the Learning Disabilities Diagnostic Inventory. Austin, Texas, USA: PRO–ED Inc; 1998.
13. Hajloo N, Rezaie Sharif A. Psychometric properties of Colorado Learning Difficulties Questionnaire (CLDQ). Journal of Learning Disabilities. 2011;1(1):24–43. [Persian] https://jld.uma.ac.ir/article_88_a931f928ec22ff058d23b5a9d80fb704.pdf
14. Younan L, Clinton M, Fares S, Samaha H. The translation and cultural adaptation validity of the Actual Scope of Practice Questionnaire. East Mediterr Health J. 2019;25(3):181–8. https://doi.org/10.26719/emhj.18.028
15. Ayre C, Scally AJ. Critical values for Lawshe's content validity ratio: revisiting the original methods of calculation. Measurement and Evaluation in Counseling and Development. 2014;47(1):79–86. https://doi.org/10.1177/0748175613513808
16. Yusoff MSB. ABC of content validation and content validity index calculation. Education in Medicine Journal. 2019;11(2):49–54. http://dx.doi.org/10.21315/eimj2019.11.2.6
17. Kline RB. Principles and practice of structural equation modeling. 3rd ed. New York: The Guilford Press; 2016.
18. Weston R, Gore PA. A brief guide to structural equation modeling. The Counseling Psychologist. 2006;34(5):719–51. https://doi.org/10.1177/0011000006286345
19. Minaee A. A confirmatory factor analysis of teacher's report form (TRF). Journal of Exceptional Children. 2006;6(3):769–86. [Persian] http://joec.ir/article-1-402-en.pdf
20. Floyd FJ, Widaman KF. Factor analysis in the development and refinement of clinical assessment instruments. Psychological Assessment. 1995;7(3):286–99. https://doi.org/10.1037/1040-3590.7.3.286
21. Meade AW, Kroustalis CM. Problems with item parceling for confirmatory factor analytic tests of measurement invariance. Organizational Research Methods. 2006;9(3):369–403. https://doi.org/10.1177/1094428105283384
22. Pazoki S, Arjmandnia A, Shokouhi Yekta M, Abbas BH, MoghaddamZadeh A. Standardization of Diagnostic and Prescriptive Learning Disability Evaluation Scale (LDES-4) to improve learning quality of students with learning problems. Journal of Psychological Science. 2023;22(127):1259–83. [Persian] http://dx.doi.org/10.52547/JPS.22.127.1259
23. Tabachnick BG, Fidell LS. Using multivariate statistics. 7th ed. New York, NY: Pearson; 2019.
24. Blunch NJ. Introduction to structural equation modeling using IBM SPSS statistics and AMOS [Internet]. London, UK: SAGE Publications, Ltd; 2013. https://doi.org/10.4135/9781526402257
25. Crede M, Harms P. Questionable research practices when using confirmatory factor analysis. Journal of Managerial Psychology. 2019;34(1):18–30. https://doi.org/10.1108/JMP-06-2018-0272
26. Buckett A, Becker JR, Roodt G. The impact of item parceling ratios and strategies on the internal structure of assessment center ratings: a study using confirmatory factor analysis. Journal of Personnel Psychology. 2021;20(1):1–16. https://doi.org/10.1027/1866-5888/a000266
27. Gomez R, Brown T, Watson S, Stavropoulos V. Confirmatory factor analysis and exploratory structural equation modeling of the factor structure of the Questionnaire of Cognitive and Affective Empathy (QCAE). PLoS One. 2022;17(2):e0261914. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0261914
28. Paliwal D, Kumar R. Exploring the five–factor structure of the need for closure scale on Indian samples using exploratory and confirmatory factor analysis. European Journal of Psychology and Educational Research. 2022;5(1):45–51. https://doi.org/10.12973/ejper.5.1.45
29. Wilson MJ, Bullock LM. Psychometric characteristics of behavior rating scales: definitions, problems, and solutions. Behavioral Disorders. 1989;14(3):186–200. https://doi.org/10.1177/019874298901400305
30. Munro E. A simpler way to understand the results of risk assessment instruments. Children and Youth Services Review. 2004;26(9):873–83. https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2004.02.026