Journal of Psychological Science
Print ISSN: 1735-7462 Online ISSN: 2676-6639
Homepage: http://www.psychologicalscience.ir

Standardization of diagnostic and prescriptive learning disability evaluation scale (ldes-4) to improve learning quality of students with learning problems

Sara Pazoki[1], AliAkbar Arjmandnia[2], Mohsen Shokoohi-Yekta[3], Abbas Bazargan Harandi[4], Ali MoghaddamZadeh[5]

1. Ph.D Candidate in Psychology and Education of Exceptional Children, Faculty of Psychology and Education, University of Tehran, Tehran, Iran. E-mail: Sara.pazoki@gmail.com
2. Associate Professor, Department of Psychology and Education of Exceptional Children, Faculty of Psychology and Education, University of Tehran. Tehran, Iran. E-mail: Arjmandnia@ut.ac.ir
3. Professor, Department of Psychology and Education of Exceptional Children, Faculty of Psychology and Education, University of Tehran. Tehran, Iran. E-mail: myekta@ut.ac.ir
4. Professor, Department of Educational Administration and Planning, Faculty of Psychology and Education, University of Tehran. Tehran, Iran. E-mail: abazarga@ut.ac.ir
5. Associate Professor, Department of Methods and Curriculum, Faculty of Psychology and Educational Sciences, University of Tehran, Tehran, Iran. E-mail: amoghadamzadeh@ut.ac.ir

ARTICLE INFO

Article type:
Research Article

Article history:
Received 24 August 2022
Received in revised form 23 September 2022
Accepted 27 October 2022
Published Online 23 September 2023

Keywords:
Standardization, Diagnostic and Prescriptive Learning Disability Evaluation Scale, Specific Learning Disability, Psychometric Properties

ABSTRACT

Background: Considering teachers' significant role in identifying students with specific learning disabilities (SLDs), it is necessary to develop a native teacher-oriented tool with appropriate validity and reliability, as a basis for related interventions.

Aims: This research aimed to standardize the diagnostic-prescriptive Learning Disability Evaluation Scale (LDES-4) (McCarney & House, 2018).

Methods: The statistical population comprised second to fifth-grade students studying in 1400-1401. The normative sample group involved 596 students selected by simple random and purposive sampling methods while the clinical sample group involved 27 students with SLD selected by available sampling method. Colorado Learning Difficulties Questionnaire (CLDQ) (Willcutt et al., 2011) was used for concurrent validity. Exploratory Factor Analysis, Structural Equation Modeling, Multiple Linear Regression, and Independent T-Test were utilized for data analysis.

Results: A five-component structure was extracted by Principal Axis Factoring and Promax rotation methods. The results were very close to the theoretical structure of the scale and adequately fit with the data. The correlation coefficient between the full-scale scores of the current scale and CLDQ was equal to 0.65 showing acceptable concurrent validity as well as a significant difference between normative and clinical groups ($p< 0.001$). The internal consistency coefficients were desirable and ranged from 0.97 to 0.99. Moreover, Intraclass Correlation Coefficients (ICC) ranged from 0.88 to 0.97 indicating the temporal stability of the scale.

Conclusion: As a result, the Persian version of the Learning Disability Evaluation Scale can be used as a native valid, and reliable tool to diagnose SLD in second to fifth-grade students.

Citation: Pazoki, S., Arjmandnia, A.A., Shokoohi-Yekta, M., Bazargan Harandi, A., & MoghaddamZadeh, A. (2023). Standardization of diagnostic and prescriptive learning disability evaluation scale (ldes-4) to improve learning quality of students with learning problems. *Journal of Psychological Science*, 22(127), 1259-1283. 10.52547/JPS.22.127.1259

Journal of Psychological Science, Vol. 22, No. 127, 2023
© The Author(s). **DOI**: 10.52547/JPS.22.127.1259

✉ **Corresponding Author:** AliAkbar Arjmandnia, Associate Professor, Department of Psychology and Education of Exceptional Children, Faculty of Psychology and Education, University of Tehran. Tehran, Iran.
E-mail: Arjmandnia@ut.ac.ir, Tel: (+98) 9369676480

Extended Abstract

Introduction

Identifying specific learning disabilities has always been a controversial issue (Maki, Burns, & Sullivan, 2017) and various diagnostic approaches, with their advantages and limitations, have been presented. Regardless of the adopted approach, a comprehensive evaluation, a process of information gathering from different sources (IDEA, 2004), is required (Fletcher and Miciak, 2019).

In a comprehensive evaluation, teachers can play a significant role as one of the most reliable sources of information on students' learning characteristics. However, evaluation criteria are not clear and few tools are available to the teachers (Mathew, 2001).

Among the few teacher-oriented tools, which will also shape future interventions and lead to effective individualized educational planning, we can mention the fourth edition of the Diagnostic-Prescriptive Learning Disability Evaluation Scale (LDES-4) (McCarney & House, 2018), which has two unique properties: The Learning Disability Intervention Guide (McCarney, Bauer & House, 2007) as well as The Parent's Guide to Learning Disabilities (McCarney & Bauer, 1991).

LDES-4 was first designed by McCarney in 1988, to provide a norm-referenced tool for student observation by the teacher in the regular classroom, and includes the most common characteristics of students with specific learning disabilities. This scale examines the skills that students need to succeed in school and allows teachers to gather a valuable set of students' strengths and weaknesses through the selection of appropriate indicators (McCarney & House, 2018).

Considering the main aim of identifying students with specific learning disabilities, to develop interventions that improve persistent academic difficulties, tools such as the LDES-4 which reform future interventions and lead to effective individualized educational planning, are valuable. They lead to a comprehensive evaluation that avoids wasting time and determines the priority of interventions (Fletcher and Miciak, 2019).

Therefore, this research was conducted to adapt, assess the psychometric properties, and finally standardize the Diagnostic-Prescriptive Learning Disability Evaluation Scale (LDES-4) (McCarney & House, 2018).

Method

In terms of the purpose, this research is part of applied research, in terms of the data collection method, is descriptive analytics, and in terms of the methodology, is tool making. The statistical population of this research consisted of second to fifth-grade students studying in 1400-1401. According to the announcement of the cooperation of elementary school principals, Tehran, Mazandaran, and Lorestan provinces were selected using the available sampling method. Then, in each of these provinces cities, primary schools, and learning disability centers were also selected using the available sampling method. Finally, the normative sample group consisted of 596 students (306 boys and 290 girls), was selected by simple random and purposeful sampling methods by the teachers of selected schools and the clinical sample group included 27 students (18 boys and 9 girls) from learning disability centers selected by the available sampling method.

The fourth edition of the Diagnostic-Prescriptive Learning Disability Scale (LDES-4) (McCarney & House, 2018) and the Colorado Learning Difficulties Questionnaire (CLDQ) (Willcutt, Buda, Riddle, Chahabilas, & DeFries, 2011) were used. To adapt the scale (LDES-4) to Persian culture and language, the World Health Organization (2006) method was deployed. After compiling the final version of the scale, data collection was done. Statistical methods of Exploratory Factor Analysis, Structural Equation Modeling, Multiple Linear Regression Analysis, and Independent T-Test were utilized for analyzing data.

Results

First, the item analysis was done by calculating features such as the degree of desirability (average item) and discriminating power (correlation coefficient of the item with the whole scale) (Table 1). The reliability coefficient of the whole scale was obtained through Cronbach's alpha formula, equal to

0.99, which showed the high internal consistency of the scale.

Table 1. Item Analysis

I	M_i	R_{pbi}	I	M_i	R_{pbi}	I	M_i	R_{pbi}
1	1.33	0.78	29	1.35	0.85	57	1.38	0.86
2	1.37	0.81	30	1.36	0.83	58	1.37	0.84
3	1.36	0.82	31	1.37	0.82	59	1.40	0.85
4	1.38	0.80	32	1.38	0.83	60	1.41	0.85
5	1.47	0.80	33	1.40	0.88	61	1.38	0.86
6	1.45	0.75	34	1.42	0.87	62	1.45	0.84
7	1.43	0.80	35	1.39	0.84	63	1.43	0.84
8	1.37	0.81	36	1.34	0.81	64	1.39	0.86
9	1.35	0.82	37	1.37	0.84	65	1.43	0.85
10	1.32	0.80	38	1.35	0.83	66	1.50	0.83
11	1.32	0.85	39	1.42	0.86	67	1.45	0.85
12	1.34	0.83	40	1.35	0.85	68	1.52	0.86
13	1.31	0.81	41	1.38	0.86	69	1.47	0.86
14	1.41	0.85	42	1.39	0.84	70	1.41	0.85
15	1.42	0.84	43	1.37	0.85	71	1.49	0.85
16	1.45	0.85	44	1.39	0.85	72	1.52	0.81
17	1.41	0.83	45	1.40	0.86	73	1.45	0.86
18	1.37	0.85	46	1.34	0.84	74	1.47	0.86
19	1.38	0.84	47	1.37	0.85	75	1.51	0.84
20	1.42	0.85	48	1.35	0.85	76	1.44	0.80
21	1.37	0.84	49	1.30	0.83	77	1.51	0.84
22	1.46	0.86	50	1.31	0.82	78	1.54	0.84
23	1.36	0.84	51	1.46	0.84	79	1.46	0.85
24	1.36	0.83	52	1.35	0.82	80	1.44	0.86
25	1.34	0.82	53	1.42	0.85	81	1.45	0.86
26	1.33	0.84	54	1.41	0.83	82	1.51	0.85
27	1.31	0.79	55	1.36	0.84	83	1.44	0.86
28	1.37	0.82	56	1.37	0.84	-	-	-

To assess the construct validity of the scale, Exploratory Factor Analysis was performed on half of the normative sample group (298 students). Before implementing the factor analysis, the assumptions (Tabachnik, Fidell & Ullman, 2007) were verified. Sampling adequacy (KMO) was equal to 0.901 and the value of Bartlett's sphericity test was equal to 34501.366, and significant ($p<0.0001$). From the Principal Axis Factoring method (PAF) and Promax rotation, five factors with clear content, harmonious items, and based on the theoretical and logical structure of the scale were extracted (Table 2), which explained 80.826% of the total variance (Table 3).

Table 2. Factor Loadings

No	Factor					h^2
	First	Second	Third	Forth	Fifth	
Mathematical Comprehension and Calculation						
66	0.577					0.823
67	0.618					0.827
68	0.677					0.874
69	0.826					0.853
70	0.808					0.819
71	0.843					0.837
72	0.940					0.857
73	0.905					0.854
74	0.875					0.855
75	0.780					0.839
76	0.704					0.758
77	0.838					0.865
78	0.852					0.880

No	Factor					h^2
	First	Second	Third	Forth	Fifth	
79	0.894					0.877
80	0.850					0.895
81	0.883					0.893
82	0.811					0.869
83	0.866					0.876
Reading						
32		0.529				0.760
33		0.499				0.774
34		0.476				0.756
35		0.389				0.691
36		0.728				0.809
37		0.501				0.772
38		0.763				0.755
39		0.565				0.745
40		0.626				0.762
41		0.573				0.849
42		0.862				0.830
43		0.773				0.791
44		0.609				0.779
45		0.744				0.829
46		0.902				0.843
47		0.848				0.828
48		0.780				0.834
49		0.990				0.875
50		0.952				0.808
51		0.486				0.717
52		0.512				0.742
Listening and Thinking						
1			0.534			0.691
2			0.709			0.737
3			0.620			0.754
4			0.749			0.727
5			0.802			0.716
6			0.789			0.726
7			0.782			0.729
8			0.879			0.788
9			0.632			0.767
10			0.651			0.766
11			0.690			0.841
12			0.665			0.815
13			0.606			0.793
14			0.736			0.806
15			0.602			0.779
16			0.735			0.772
17			0.391			0.660
18			0.430			0.730
19			0.352			0.706
20			0.591			0.757
21			0.553			0.697
22			0.638			0.774
Speaking						
23				0.788		0.888
24				0.782		0.880
25				0.763		0.901
26				0.813		0.924
27				0.427		0.700
28				0.626		0.760
29				0.384		0.726

No	Factor					h^2
	First	Second	Third	Forth	Fifth	
30				0.654		0.836
31				0.491		0.701
Writing and Spelling						
53					0.519	0.7870
54					0.648	0.8040
55					0.579	0.8560
56					0.663	0.8450
57					0.575	0.8180
58					0.602	0.8370
59					0.390	0.7400
60					0.596	0.8140
61					0.570	0.7880
62					0.609	0.7720
63					0.467	0.7510
64					0.464	0.7800
65					0.571	0.8000

According to the Scree Plot diagram (Diagram 1) that shows the eigenvalue of the factors, there was a dominant factor. The internal consistency coefficient of the five extracted components, through Cronbach's alpha formula, was obtained from 0.97 to 0.99, which showed that the number of components was correctly identified (Table 3).

Table 3. Internal Consistency, Eigenvalue, and Explained Variation Percentage of the Extracted Factors

Factor	First	Second	Third	Forth	Fifth
Internal Consistency Coefficient (Cronbach's Alpha)	0.989	0.983	0.979	0.969	0.975
Eigenvalue	57.110	3.817	2.640	1.942	1.575
Explained Variation Percentage	68.808	4.599	3.181	2.340	1.897

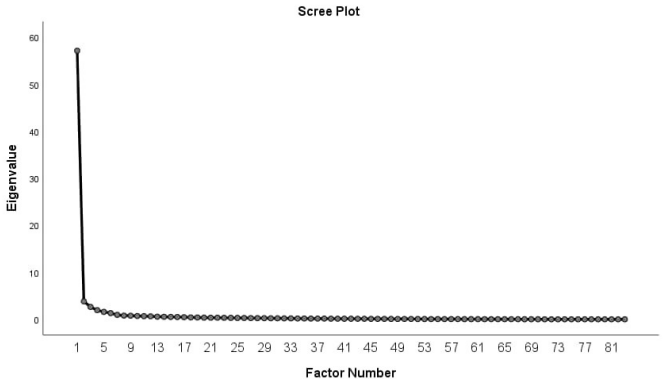


Diagram 1. Scree Plot

To evaluate the fit of the extracted five-component model, confirmatory factor analysis with the Maximum Likelihood Estimation method was performed on the other half of the normative group (298 students). Before conducting the analysis, the assumptions of the confirmatory factor analysis (Tabachnik, Fidell & Ullman, 2007) were checked. If the critical ratio obtained from Merdia's coefficient is less than 5, it means that the assumption of multivariate normality has been met. In this research, the Merdia coefficient was 3.984 and the critical ratio was 1.201, which is less than 5. Therefore, the assumption of multivariate normality was also valid. Several indices (Kline, 2016) were calculated to evaluate how the model fit with the data (Table 4).

Table 4. Fitness Indices

Fitness Index	Default Model	Modified Model	Item Parcel	Acceptable Threshold
χ^2	15660.747	14439.8	310.772	-
df	3310	3283	80	-
P-value	<0.001	<0.001	<0.001	-
CMIN/df	4.731	4.398	3.88	Good <3 Acceptable<5
RMSEA (CL90%)	0.112	0.107	0.098	Acceptable< 0.1 Good <0.08
PNFI	0.669	0.687	0.731	>0.50
CFI	0.736	0.762	0.968	>0.90
PCFI	0.716	0.735	0.737	>0.50
IFI	0.737	0.762	0.968	>0.90
GFI	0.448	0.481	0.862	>0.90

After item parceling, the results indicated an acceptable fit of the five-component model of the scale with the collected data.

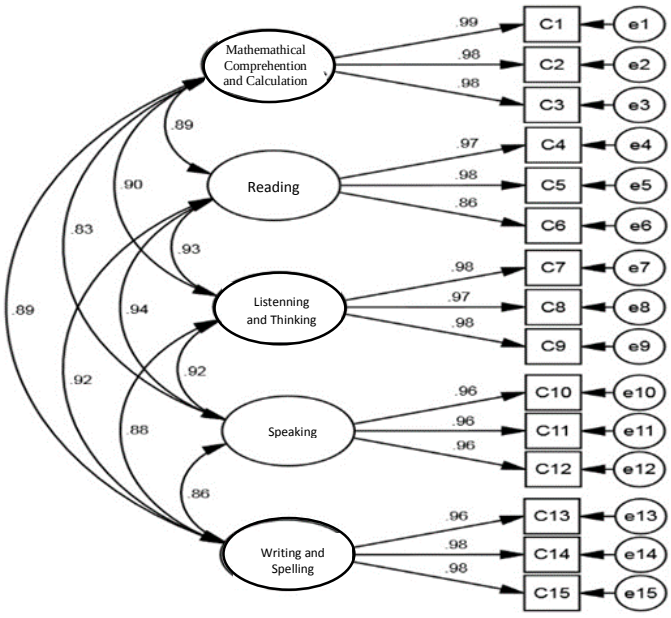


Figure 1. Five Component model

To determine the concurrent validity, the correlation between the components of the current scale and the subscales of the Colorado Learning Difficulties Questionnaire (CLDQ) (Willcutt & et.al, 2011), was investigated in the clinical sample group. The assumption of normality of data distribution was maintained. According to Table 5, the correlation coefficients were mostly significant ($p<0.05$, $p<0.01$), andthe concurrent validity of the scale was confirmed.

The results of the multiple linear regression analysis also indicated that the score of the components of the present scale (except for speaking) had been able to explain the variance of the scores of CLDQ with an explanation coefficient (R^2) equal to 39%. According to Cohen (1992), this level of explanation was at a strong level (Table 7).

Table 5. Correlation Coefficient between LDES & CLDQ

	Reading Problem	Social Cognition	Social Anxiety	Spatial problem	Math Problem
Mathematical Comprehension and Calculation	0.086	0.22**	-0.05	0.40**	0.75**
Reading	0.48**	0.31**	0.03	0.53**	0.08
Listening and Thinking	0.51**	0.36**	-0.09	0.53**	0.19*
Speaking	0.18*	0.47**	0.43**	0.31**	0.22*
Writing and Spelling	0.50**	0.12	0.17*	0.40**	0.15**

Table 6. Multiple linear Regression to Predict Dependent Variable

Dependent Variable	Independent Variable	B	β†	P-Value
CLDQ Score	Mathematical Comprehension and Calculation	0.498	0.225	0.024
	Reading	0.918	0.433	0.009
	Listening and Thinking	0.895	0.508	0.006
	Speaking	0.163	0.04	0.688
	Writing and Spelling	0.341	0.457	0.02

R^2= 0.39 ($F_{[5,20]}$= 4.197, P= 0.009)

In addition, to check the discriminant validity, 27 students from the normal sample group, who were equal to the clinical sample group in terms of gender, educational level, and place of residence, were selected purposefully and their scores were compared with the scores of the clinical sample group through independent t-test. According to the results, there was a significant difference between the clinical and normal groups (p< 0.001).

Moreover, regression analysis for predicting membership in the SLD group showed a focal diagnostic function coefficient of 0.056 and a constant value of -9.835. The average score of the clinical group was calculated as 3.372 and for the normal group -3.372 with zero cutoff point. Therefore, the diagnostic equation was obtained as $Y_{(\text{group membership})} = 0.056\ \text{LDES} - 9.835$. If the total score of the scale is included in the mentioned equation and a result is a negative number, the person is predicted to be in the normal group, and if it is positive, the person is predicted to be in the SLD group.

In addition, based on the results, the value of the Intraclass Correlation Coefficient (ICC) obtained from the test-retest, with a time interval of four weeks in the SLD group, for the whole scale and all its components, at the level (p<0.001), was significant and indicated the appropriate temporal stability of the scale (Table 7).

Table 7. Test-Retest Reliability

Learning Disability Evaluation Scale's Components	ICC	95% Confidence Interval		p-value
		Lower Limit	Upper limit	
Mathematical Comprehension and Calculation	0.922	0.827	0.965	<0.001
Reading	0.960	0.905	0.982	<0.001
Listening and Thinking	0.920	0.816	0.965	<0.001
Speaking	0.970	0.935	0.987	<0.001
Writing and Spelling	0.885	0.833	0.949	<0.001
LDES	0.963	0.870	0.985	<0.001

The standard scores tables were also prepared based on converting the raw scores into z and T scores and calculating the percentage ranks by total and educational levels.

Conclusion

The present study aimed to standardize the fourth edition of the Diagnostic-Prescriptive Learning Disability Evaluation Scale, for second to grade-fifth students. After compiling the final version and collecting the data, the statistical analysis of the data was performed.

In the exploratory analysis, a five-component structure was extracted, which showed a good fit with the data. The results of examining psychometric properties were also favorable, in line with the original developers (McCarney and House, 2018). Since the current scale is based on a theoretical basis with a logical combination, in line with the primary developer of the scale (McCarney & House, 2018), the researchers of the present study also, preserved the seven-component of the scale Because removing the seven-component structure was damaging the prescriptive side of the scale. Therefore, two scoring systems were developed.

Based on the results of the present research, it can be concluded that the Persian version of the Learning Disability Evaluation scale as a native tool with suitable validity and reliability can be used in regular schools, learning disability centers, psychological clinics, or in research applications. Also, the scale in other educational levels and comparing gender groups can be a field for future research for those interested.

Ethical Considerations

Compliance with ethical guidelines: This article is extracted from the Ph.D. dissertation of the first author at the Faculty of Psychology and Educational Sciences, University of Tehran. This research has an ethics code with ID IR.UT.PSYEDU.REC.1401.46 approved on 04/25/1401.

Funding: This research was conducted in the form of a doctoral dissertation without financial support.

Authors' contribution: The first author is the main researcher of the study. The second and third authors are supervisors and the fourth and fifth authors are advisors.

Conflict of interest: The authors declare no conflict of interest related to the research.

Acknowledgments: We would like to express our gratitude for the efforts of the esteemed mentors and advisors, the students participating in the research, the cooperation of teachers and school principals, principals and trainers of special learning disability centers, and the parents of the students.

مجله علوم روانشناختی

شاپا چاپی: ۷۴۶۲-۱۷۳۵ شاپا الکترونیکی: ۶۶۳۹-۲۶۷۶

Homepage: http://www.psychologicalscience.ir

استانداردسازی مقیاس تشخیصی - تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری (LDES-4)، برای ارتقاء کیفیت یادگیری دانش‌آموزان با مشکلات یادگیری

سارا پازکی[۱]، علی‌اکبر ارجمندنیا[۲]✉، محسن شکوهی‌یکتا[۳]، عباس بازرگان‌هرندی[۴]، علی مقدم‌زاده[۵]

۱. دانشجوی دکتری روانشناسی و آموزش کودکان استثنایی، دانشکده روانشناسی و علوم‌تربیتی، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

۲. دانشیار، گروه روانشناسی و آموزش کودکان استثنایی، دانشکده روانشناسی و علوم‌تربیتی، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

۳. استاد، گروه روانشناسی و آموزش کودکان استثنایی، دانشکده روانشناسی و علوم‌تربیتی، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

۴. استاد، گروه مدیریت و برنامه‌ریزی آموزشی، دانشکده روانشناسی و علوم‌تربیتی، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

۵. دانشیار، گروه روش‌ها و برنامه‌های درسی و آموزشی، دانشکده روانشناسی و علوم‌تربیتی، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

مشخصات مقاله

نوع مقاله:
پژوهشی

تاریخچه مقاله:
دریافت: ۱۴۰۱/۰۶/۰۲
بازنگری: ۱۴۰۱/۰۷/۰۱
پذیرش: ۱۴۰۱/۰۸/۰۵
انتشار برخط: ۱۴۰۲/۰۷/۰۱

کلیدواژه‌ها:
استاندارسازی،
مقیاس تشخیصی-تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری،
ناتوانی یادگیری ویژه،
ویژگی‌های روان‌سنجی

چکیده

زمینه: با توجه به نقش چشم‌گیر معلمان در شناسایی دانش‌آموزان با ناتوانی یادگیری ویژه (SLD)، دستیابی به ابزاری معلم‌محور، بومی و با اعتبار و قابلیت اعتماد مناسب که مبنایی برای مداخلات نیز باشد، ضروری است.

هدف: برای پاسخ به این ضرورت، پژوهش حاضر با هدف استانداردسازی مقیاس تشخیصی - تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری (مک‌کارنی و هاوس، ۲۰۱۸)، انجام شد.

روش: طرح پژوهش کاربردی، توصیفی - تحلیلی و به لحاظ روش‌شناسی در حیطهٔ ابزارسازی بود. جامعهٔ آماری پژوهش را دانش‌آموزان پایه‌های دوم تا پنجم ابتدایی در سال ۱۴۰۱-۱۴۰۰ تشکیل دادند. گروه نمونهٔ هنجار مشتمل بر ۵۹۶ دانش‌آموز، به دو روش نمونه‌گیری تصادفی ساده و هدفمند و گروه نمونهٔ بالینی مشتمل بر ۲۷ دانش‌آموز دارای SLD، به روش نمونه‌گیری دردسترس، انتخاب شدند. از پرسشنامهٔ مشکلات یادگیری کلورادو (CLDQ) (ویلکات و همکاران، ۲۰۱۱)، برای اعتبار همزمان استفاده شد.

یافته‌ها: در تحلیل عامل اکتشافی، ساختاری پنج مؤلفه‌ای و بسیار نزدیک به ساختار نظری مقیاس استخراج شد که برازش خوبی با داده‌ها نشان داد. ضریب همبستگی بین نمره کل مقیاس حاضر و نمره کل مقیاس CLDQ (۰/۶۵) معنادار ($p< ۰/۰۱$) و حاکی از اعتبار همزمان قابل قبول مقیاس بود. تفاوت نمرات در دو گروه هنجار و بالینی نیز، معنادار ($p< ۰/۰۰۱$) و از نتایج تحلیل رگرسیون خطی چندگانه، معادلهٔ پیش‌بینی عضویت در گروه SLD بدست‌آمد. ضرایب همسانی درونی مطلوب و در محدودهٔ ۰/۹۷ تا ۰/۹۹ و همچنین قابلیت اعتماد بازآزمایی با فاصلهٔ چهار هفته، بین ۰/۸۸ تا ۰/۹۷ محاسبه شد.

نتیجه‌گیری: بر اساس نتایج حاصل، از نسخهٔ فارسی مقیاس ارزیابی ناتوانی یادگیری می‌توان، برای تشخیص ناتوانی یادگیری ویژه در دانش‌آموزان پایه‌های دوم تا پنجم ابتدایی، به عنوان ابزاری بومی و دارای اعتبار و قابلیت اعتماد مطلوب استفاده کرد.

استناد: پازکی، سارا؛ ارجمندنیا، علی‌اکبر؛ شکوهی‌یکتا، محسن؛ بازرگان‌هرندی، عباس؛ و مقدم‌زاده، علی (۱۴۰۲). استانداردسازی مقیاس تشخیصی - تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری (LDES-4)، برای ارتقاء کیفیت یادگیری دانش‌آموزان با مشکلات یادگیری. مجله علوم روانشناختی، دوره ۲۲، شماره ۱۲۷، ۱۲۵۹-۱۲۸۳.

مجله علوم روانشناختی، دوره ۲۲، شماره ۱۲۷، ۱۴۰۲. DOI: 10.52547/JPS.22.127.1259

© نویسندگان.

✉ **نویسنده مسئول:** علی‌اکبر ارجمندنیا، دانشیار، گروه روانشناسی و آموزش کودکان استثنایی، دانشکده روانشناسی و علوم‌تربیتی، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

رایانامه: arjmandnia@ut.ac.ir تلفن: ۰۹۳۶۹۶۷۶۴۸۰

مقدمه

شناسایی ناتوانی یادگیری ویژه[1]، به دلیل مسائل مفهومی و مسائل مربوط به ارزیابی همواره امری بحث‌برانگیز بوده است (فلچر، لیون، فچس و بارنس، ۲۰۰۷؛ مکی، برنس و سالیوان، ۲۰۱۷) و رویکردهای تشخیصی مختلفی در این خصوص ارائه شده که هرکدام مزیت‌ها و محدودیت‌های خاص خود را دارند. صرف‌نظر از رویکرد اتخاذ شده، شناسایی دانش‌آموزان با ناتوانی یادگیری ویژه، نیازمند انجام یک ارزیابی جامع و یا به عبارتی گردآوری اطلاعات از منابع مختلف است (فلچر و میسیاک، ۲۰۱۹).

در این ارزیابی جامع، معلمان به عنوان یکی از معتبرترین منابع آگاه به ویژگی‌های یادگیری دانش‌آموزان، می‌توانند نقش قابل توجهی داشته باشند. به‌طوری‌که در مطالعات گوناگون (گیجسل، بسمن و ورهاور، ۲۰۰۶؛ گیمایر، ۲۰۱۷ و پلتیر، واشبرن، هدی و بینکزکنترل، ۲۰۲۲) به ظرفیت آن‌ها برای پیش‌بینی موفقیت‌آمیز ناتوانی‌های یادگیری در کلاس‌های عادی، اشاره شده است. اما با وجود این ظرفیت، ملاک‌های ارزیابی به صورت شفاف و روشن در اختیار معلمان نبوده و ابزارهای اندکی در دسترس آنان قرار دارد (متیو، ۲۰۰۱).

از معدود ابزارهای معلم‌محور، می‌توان به مقیاس تجدیدنظر شدهٔ درجه‌بندی دانش‌آموز[2] (مایکل‌باست، ۱۹۷۱)، ابزار غربالگر نارساخوانی[3] (کون، پلک و واگوسپاک، ۱۹۹۴)، پرسشنامهٔ تشخیصی ناتوانی یادگیری[4] (هامیل و بریانت، ۱۹۹۸) و چهارمین ویرایش مقیاس تشخیصی - تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری[5] (مک‌کارنی و هاوس، ۲۰۱۸) اشاره کرد.

در میان این ابزارها، چهارمین ویرایش مقیاس تشخیصی - تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری (LDES-4)، دو ویژگی منحصربفرد دارد و آن وجود راهنمای مداخله ناتوانی یادگیری[6] (مک‌کارنی، بایوئر و هاوس، ۲۰۰۷) و همچنین راهنمای والدین برای ناتوانی‌های یادگیری[7] (مک‌کارنی و بایوئر، ۱۹۹۱) در کنار این مقیاس است.

LDES-4 به منظور ارائه یک ابزار هنجار مرجع، مبتنی بر مشاهدهٔ دانش‌آموزان توسط معلم در کلاس‌های عادی، طراحی شده و دربرگیرندهٔ متداول‌ترین ویژگی‌های دانش‌آموزان با ناتوانی یادگیری ویژه است. در این مقیاس مهارت‌هایی بررسی می‌شوند که دانش‌آموزان برای موفقیت در مدرسه به آن نیاز دارند و به معلمان اجازه می‌دهد تا از طریق انتخاب شاخص‌های مناسب، مجموعهٔ با ارزشی از نقاط قوت و ضعف دانش‌آموزان را برای ارجاع گردآوری کنند (مک‌کارنی و هاوس، ۲۰۱۸). از آنجا که هدف اصلی شناسایی دانش‌آموزان با ناتوانی یادگیری ویژه، طراحی مداخلاتی است که مشکلات تحصیلی پایدار را بهبود می‌بخشند، استفاده از ابزارهایی نظیر LDES-4 که مداخلات آینده را نیز شکل می‌دهند و منجر به یک برنامه‌ریزی آموزشی انفرادی مؤثر می‌شوند، خود منجر به ارزیابی جامعی خواهد شد که از اتلاف وقت جلوگیری کرده و اولویت مداخلات را نیز مشخص می‌کند (فلچر و میسیاک، ۲۰۱۹).

از آنجا که مقیاس‌های ترجمه شده از کشورهای غربی، چقدر سازه‌های یکسانی را در افراد با فرهنگ و زبان‌های متفاوت می‌سنجند، مورد سؤال است (وارنر، دید، گارون و کانوی، ۲۰۰۲)، بومی‌سازی و استانداردسازی آن‌ها، امری ضروری است.

ازاین‌رو با توجه به ضرورت وجود ابزاری بومی، دارای اعتبار[8] و قابلیت اعتماد[9] مطلوب که بتواند فرصت مناسبی در اختیار معلمان قرار دهد تا مشاهدات مستقیم و با جزئیات فراوان خود را در مورد عملکرد دانش‌آموزان در تکالیف مختلف تحصیلی و فعالیت‌های مرتبط گزارش دهند و همچنین بر اساس ویژگی‌های برجستهٔ LDES-4، پژوهش حاضر با نگاهی بین‌رشته‌ای و با استفاده از امکانات موجود در حیطهٔ روان‌سنجی با هدف انطباق، بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی و در نهایت استانداردسازی این مقیاس انجام گرفت.

روش

الف) طرح پژوهش و شرکت‌کنندگان: این پژوهش از حیث هدف جزء پژوهش‌های کاربردی، از جهت نحوهٔ گردآوری داده‌ها در حیطهٔ پژوهش‌های توصیفی - تحلیلی و از نظر روش‌شناسی، در زمرهٔ پژوهش‌های

1. Specific Learning Disability
2. Pupil Rating Scale-Revised (PRS-R)
3. Dyslexia Screening Instrument (DSI)
4. Diagnostic Learning Disability Inventory (DLDI)
5. Diagnostic-Presciptive Learning Disability Evaluation Scale - 4th Edition (LDES-4)
6. Learning Disability Intervention Manual (LDIM)
7. Parent's Guide to Learning Disabilities (PGLD)
8. Validity
9. Reliability

ابزارسازی بود. جامعهٔ آماری این پژوهش را، دانش‌آموزان دختر و پسر پایه‌های دوم تا پنجم شاغل به تحصیل در سال ۱۴۰۱-۱۴۰۰ تشکیل دادند. برای انتخاب گروه نمونهٔ هنجار، پس از اعلام همکاری مدیران مدارس دورهٔ ابتدایی، استان‌های تهران، مازندران و لرستان به روش نمونه‌گیری دردسترس، انتخاب شدند. سپس در هریک از این استان‌ها، شهرها، مدارس دورهٔ ابتدایی و مراکز ناتوانی یادگیری نیز به روش نمونه‌گیری دردسترس، انتخاب شدند. در نهایت گروه نمونهٔ هنجار متشکل از ۵۹۶ نفر (۳۰۶ پسر و ۲۹۰ دختر)، از مدارس منتخب به روش نمونه‌گیری تصادفی ساده و هدفمند و همچنین گروه نمونهٔ بالینی شامل ۲۷ نفر (۱۸ پسر و ۹ دختر) از مراکز ناتوانی یادگیری منتخب، به شیوهٔ نمونه‌گیری دردسترس انتخاب شدند.

ملاک‌های ورود به پژوهش، موافقت جهت شرکت در پژوهش و عدم وجود هرگونه تشخیصی مبنی بر وجود معلولیت‌های حسی‌حرکتی، محدودیت‌های جسمی و بیماری‌های نورولوژیک و مصرف داروهای تأثیرگذار در یادگیری و عملکرد تحصیلی دانش‌آموز، مندرج در پروندهٔ مدرسهٔ دانش‌آموزان بود. ملاک‌های خروج از پژوهش نیز، عدم تمایل جهت ادامهٔ همکاری در پژوهش و همچنین مخدوش بودن، ناقص بودن و تکمیل نامعتبر مقیاس بود. تعداد ۳۰۶ نفر (۵۱/۳ درصد) از دانش‌آموزان پسر و ۲۹۰ نفر (۴۸/۷ درصد) دختر و از نظر پایهٔ تحصیلی، ۱۷۵ دانش‌آموز (۲۹/۴ درصد) پایهٔ دوم، ۱۰۵ نفر (۱۷/۶ درصد) پایهٔ سوم، ۲۰۱ نفر (۳۸/۸ درصد) پایهٔ چهارم و ۸۵ نفر (۱۴/۳ درصد) پایهٔ پنجم بودند. همچنین ۳۵۴ نفر (۵۹/۴ درصد) از دانش‌آموزان از استان تهران، ۱۵۰ نفر (۲۵/۲ درصد) از استان مازندران و ۹۲ نفر (۱۵/۴ درصد) از استان لرستان شرکت داشتند.

ب) ابزار

مقیاس تشخیصی - تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری - ویرایش چهارم (LDES-4): این مقیاس برای اولین بارتوسط مک‌کارنی در سال ۱۹۸۸، به عنوان یک ابزار هنجارمرجع، برخاسته از مبنای نظری و با خرده‌مقیاس‌هایی با ترکیب منطقی طراحی شده است (مک‌کارنی و هاوس، ۲۰۱۸) و محدودهٔ سنی ۸ تا ۱۶ سال و یا پایهٔ تحصیلی دوم تا یازدهم را دربرمی‌گیرد. LDES-4 دارای ۸۸ گویه و ۷ خرده‌مقیاس، شامل خرده‌مقیاس‌های گوش‌کردن (با ۷ گویه)، فکرکردن (با ۱۷ گویه)، صحبت‌کردن (با ۹ گویه)، خواندن (با ۱۴ گویه)، نوشتن (با ۱۴ گویه)، هجی‌کردن (با ۷ گویه) و محاسبات ریاضی (با ۲۰ گویه) است. هر گویه بر روی یک مقیاس چهار درجه‌ای لیکرت (شامل به لحاظ رشدی نامناسب برای سطح سنی= ۰، به ندرت یا هرگز= ۱، نه به طور همیشگی= ۲، همیشه= ۳) توسط معلم یا کارکنان آموزشی که با مهارت‌های یادگیری دانش‌آموز آشنایی دارند، درجه‌بندی می‌شود. نمرات بالاتر نشان‌دهندهٔ مشکلات بیشتر در یادگیری است.

LDES-4 توسط مک‌کارنی و هاوس در سال ۲۰۱۸، روی ۱۸۰۲ نفر از دانش‌آموزان ۸ تا ۱۶ ساله (یا پایه‌های دوم تا یازدهم) استانداردسازی شده است. همسانی درونی LDES-4 برای هر خرده‌مقیاس بیش از ۰/۸۲ برآورد شده و قابلیت اعتماد بازآزمایی محاسبه شده بین ۰/۸۸ تا ۰/۹۷ قرار دارد. ضرایب قابلیت اعتماد توافق بین نمره‌گذاران[1] نیز برای هر سطح سنی بین ۰/۹۴ تا ۱ برآورد شده است. همچنین LDES-4 با پرسشنامهٔ تشخیصی ناتوانی یادگیری (LDDI) (هامیل و بریانت، ۱۹۹۸) مقایسه شده و ضرایب همبستگی خرده‌مقیاس‌ها از ۰/۵۱ تا ۰/۹۲ گزارش شده است.

پرسشنامهٔ مشکلات یادگیری کلورادو (CLDQ)[2]: این پرسشنامه توسط ویلکات، بودا، ریدل، چهابیلاس و دفرایز (۲۰۱۱)، برای غربالگری ناتوانی یادگیری ویژه، مقطع ابتدایی طراحی‌شده است و دارای ۲۰ گویه و شامل ۵ خرده‌مقیاس خواندن، حساب‌کردن، شناخت اجتماعی، اضطراب اجتماعی و عملکرد فضایی می‌باشد. CLDQ توسط والدین بر روی یک مقیاس لیکرت ۵ درجه‌ای (از اصلاً= ۱، به ندرت= ۲، گاهی= ۳، اغلب= ۴ و همیشه= ۵) تکمیل می‌شود. نمرات بالاتر نشان‌دهندهٔ مشکلات بیشتر در یادگیری است. همسانی درونی کل ۰/۹۰ و قابلیت اعتماد بازآزمایی ۰/۹۴ بدست آمده است. همچنین اعتبار همزمان با پرسشنامه‌های پیشرفت تحصیلی استاندارد از ۰/۴۴ تا ۰/۶۴ گزارش شده است. این ابزار توسط حاجلو و رضایی‌شریف در سال ۱۳۹۰ ترجمه و ویژگی‌های روان‌سنجی آن مورد ارزیابی قرار گرفته و به عنوان ابزاری با کارکرد غربالگری در تحقیقات و ارزیابی ناتوانی یادگیری ویژه معرفی شده است.

به منظور تحقق اهداف پژوهش، مراحل زیر انجام شد: جهت انطباق مقیاس با فرهنگ و زبان فارسی، بر اساس روش ارائه شده توسط سازمان بهداشت

[1]. Inter-Rater Reliability

[2]. Colorado Learning Difficulties Questionnaire (CLDQ)

جهانی (WHO)[1] (یونان، کلینتون، فارس و ساماها، ۲۰۱۹)، ابتدا ترجمهٔ مستقیم از زبان انگلیسی به فارسی، توسط محقق و فرد مسلط به زبان فارسی و انگلیسی انجام شد. سپس این ترجمه توسط گروه تخصصی اساتید مورد بررسی قرار گرفت و اصلاحات لازم به لحاظ نگارش، عبارت‌پردازی و محتوا صورت پذیرفت. در این مرحله، به علت عدم مطابقت با اصول نگارش در زبان فارسی، گویهٔ شمارهٔ ۵۰، "هنگام نوشتن، بزرگ‌نویسی حرف اول در ابتدای جمله را رعایت نمی‌کند."، از مقیاس حذف و نسخهٔ پیش‌مقدماتی تدوین شد. در مرحلهٔ بعد، توسط یکی از اساتید دو زبانه (فارسی و انگلیسی) که اطلاعی از مقیاس انگلیسی و جملاتش نداشت، نسخهٔ پیش‌مقدماتی به انگلیسی برگردانده شد. سپس با ارجاع به گروه تخصصی اساتید، نسخهٔ پیش‌مقدماتی با ترجمهٔ معکوس مقایسه و اصلاحات لازم صورت‌گرفت که منجر به تغییراتی در واژگان گویه‌های شمارهٔ ۷۷، ۷۸ و ۸۷ و در نهایت نسخهٔ مقدماتی تدوین شد. در مرحلهٔ بعد، جهت دریافت میزان فهم و نوع برداشت از گویه‌ها و همچنین متناسب‌سازی با ادبیات موجود در نظام آموزشی کشور، نسخهٔ مقدماتی در بین یکی از مؤلفان کتاب‌های درسی دورهٔ ابتدایی و ۶ نفر از معلمان دورهٔ ابتدایی، به همراه مصاحبهٔ بالینی با آن‌ها، اجرا شد. از اطلاعات کسب شده طی این مرحله می‌توان، به طولانی بودن مقیاس و وجود ابهام در یکی از گزینه‌های پاسخ اشاره‌کرد. در نهایت اصلاحات لازم توسط گروه تخصصی اساتید انجام و نسخهٔ نهایی با ۸۵ گویه تدوین و مستندسازی‌های لازم نیز صورت پذیرفت. سپس فرآیند گردآوری داده‌ها در قالب دو فاز، به شرح ذیل انجام شد. در فاز اول، پس ازکسب مجوزهای لازم از سازمان آموزش و پرورش کل و هماهنگی‌های لازم با مدیران مدارس ابتدایی، در هر یک از مدارس منتخب، جلسات توجیهی به منظور آگاهی بخشیدن نسبت به اهداف پژوهش و همچنین آموزش معلمان پایه‌های دوم تا پنجم، در مورد چگونگی تکمیل مقیاس برگزار شد. سپس مقیاس (در قالب پرسشنامه) در میان معلمانی که با همکاری در پژوهش حاضر موافق‌کردند (حداکثر ۱۵ پرسشنامه به هر معلم) توزیع شد. ضمن اطمینان‌بخشی نسبت به اصل محرمانگی، با توجه به محدودیت زمانی معلمان، از آن‌ها درخواست شد تا با انتخاب تصادفی، پرسشنامه‌های توزیع شده را در مورد هر تعداد از دانش‌آموزان خود که امکان‌پذیر است و همچنین با انتخاب هدفمند، در مورد یک دانش‌آموز که به زعم ایشان، مشکل در یادگیری دارد، تکمیل نمایند. در فاز دوم نیز، تمامی مراحل قبل در مراکز ناتوانی یادگیری اجرا شد. همچنین از مربیان این مراکز درخواست شد که ضمن توجیه والدین دانش‌آموزان، در مورد اهداف پژوهش و اطمینان‌بخشی نسبت به اصل محرمانگی، پرسشنامهٔ مشکلات یادگیری کلورادو را در بین والدین توزیع کرده تا به صورت همزمان تکمیل نمایند. پس از جمع‌آوری بیش از ۶۵۰ پرسشنامه، پرسشنامه‌ها به صورت کیفی مورد بررسی قرار گرفتند و پرسشنامه‌های ناقص، مخدوش و دارای اشکال در نحوهٔ نمره‌گذاری حذف شدند.

برای تحلیل داده‌ها از روش‌های آماری توصیفی[2]، تحلیل عاملی اکتشافی[3]، مدل‌سازی معادلات ساختاری[4]، تحلیل رگرسیون خطی چندگانه[5] و آزمون تی مستقل[6] و از طریق نرم‌افزارهای $SPSS_{26}$[7] و $AMOS_{26}$[8] استفاده شد.

یافته‌ها

برای بررسی اعتبار محتوا[9]، با بهره‌گیری از نظرات شش تن از اساتید و متخصصین حوزهٔ ناتوانی یادگیری ویژه، نسبت روایی محتوا[10] و شاخص روایی محتوا[11] محاسبه شد. با توجه به تعداد متخصصان (شش نفر)، گویهٔ شمارهٔ ۱۵، "در انجام کارها درجا می‌زند؛ کاری یکسان را بارها و بارها انجام می‌دهد." و گویهٔ شمارهٔ ۲۲، "سردرگم به نظر می‌رسد." با نسبت اعتبار محتوا برابر ۰/۶۶ از مقیاس حذف شدند (ایر و اسکالی، ۲۰۱۴). همچنین شاخص‌های اعتبار محتوا برای تمامی گویه‌های مقیاس، بیشتر ۰/۸۳ محاسبه شد، ازاین‌رو، هیچکدام ازگویه‌های باقیمانده، نیاز به اصلاح نداشته و حذف نشدند (یوسف، ۲۰۱۹). بدین ترتیب داده‌های مقیاس، با ۸۳ گویه وارد تحلیل‌شد. بدین منظور گروه نمونهٔ هنجار (۵۹۶ نفر)، با استفاده از امکان دو نیمه‌سازی نرم‌افزار $SPSS_{26}$ و بر اساس نسبت‌های

1. World Health Organization (WHO)
2. Descriptive
3. Explometory Factor Analysis
4. Structural Equation Moldeling
5. Multiple Linear Regression Analysis
6. Independent T-Test
7. Statistical Package for Social Science
8. Analysis of Moment Structures
9. Content Validity
10. Content Validity Ratio (CVR)
11. Content Validity Index (CVI)

مساوی از متغیرهای جنسیت، استان و پایهٔ تحصیلی به دو زیرگروه ۲۹۸ نفری تقسیم شد. زیرگروه اول جهت تحلیل عاملی اکتشافی و زیرگروه دوم جهت تحلیل عاملی تأییدی مورد استفاده قرار گرفت.

به منظور اعتباریابی مقیاس، ابتدا تحلیل گویه‌ها با محاسبه ویژگی‌هایی مانند درجه مطلوبیت (میانگین گویه) و قدرت تشخیص (ضریب همبستگی گویه با کل مقیاس) انجام شد (جدول ۱). چنان‌که در جدول ۱ مشاهده می‌شود، گویهٔ ۴۹ (M= ۱/۳۰)، هنگام نوشتن، حروف یا اعداد را معکوس می‌نویسد) با کمترین میانگین در مجموعه گویه‌ها، کمترین درجه مطلوبیت و گویهٔ ۷۸ (M= ۱/۵۴)، در حل صحیح مسائل مربوط به عمل تقسیم اعداد موفق نیست) با بیشترین میانگین از بیشترین درجهٔ مطلوبیت، در مجموعهٔ گویه‌ها برخوردار بود.

جدول ۱. تحلیل گویه‌های مقیاس ارزیابی ناتوانی یادگیری

I	M_i	R_{pbi}	I	M_i	R_{pbi}	I	M_i	R_{pbi}
۱	۱/۳۳	۰/۷۸	۲۹	۱/۳۵	۰/۸۵	۵۷	۱/۳۸	۰/۸۶
۲	۱/۳۷	۰/۸۱	۳۰	۱/۳۶	۰/۸۳	۵۸	۱/۳۷	۰/۸۴
۳	۱/۳۶	۰/۸۲	۳۱	۱/۳۷	۰/۸۲	۵۹	۱/۴۰	۰/۸۵
۴	۱/۳۸	۰/۸۰	۳۲	۱/۳۸	۰/۸۳	۶۰	۱/۴۱	۰/۸۵
۵	۱/۴۷	۰/۸۰	۳۳	۱/۴۰	۰/۸۸	۶۱	۱/۳۸	۰/۸۶
۶	۱/۴۵	۰/۷۵	۳۴	۱/۴۲	۰/۸۷	۶۲	۱/۴۵	۰/۸۴
۷	۱/۴۳	۰/۸۰	۳۵	۱/۳۹	۰/۸۴	۶۳	۱/۴۳	۰/۸۴
۸	۱/۳۷	۰/۸۱	۳۶	۱/۳۴	۰/۸۱	۶۴	۱/۳۹	۰/۸۶
۹	۱/۳۵	۰/۸۲	۳۷	۱/۳۷	۰/۸۴	۶۵	۱/۴۳	۰/۸۵
۱۰	۱/۳۲	۰/۸۰	۳۸	۱/۳۵	۰/۸۳	۶۶	۱/۵۰	۰/۸۳
۱۱	۱/۳۲	۰/۸۵	۳۹	۱/۴۲	۰/۸۶	۶۷	۱/۴۵	۰/۸۵
۱۲	۱/۳۴	۰/۸۳	۴۰	۱/۳۵	۰/۸۵	۶۸	۱/۵۲	۰/۸۶
۱۳	۱/۳۱	۰/۸۱	۴۱	۱/۳۸	۰/۸۶	۶۹	۱/۴۷	۰/۸۶
۱۴	۱/۴۱	۰/۸۵	۴۲	۱/۳۹	۰/۸۴	۷۰	۱/۴۱	۰/۸۵
۱۵	۱/۴۲	۰/۸۴	۴۳	۱/۳۷	۰/۸۵	۷۱	۱/۴۹	۰/۸۵
۱۶	۱/۴۵	۰/۸۵	۴۴	۱/۳۹	۰/۸۵	۷۲	۱/۵۲	۰/۸۱
۱۷	۱/۴۱	۰/۸۳	۴۵	۱/۴۰	۰/۸۶	۷۳	۱/۴۵	۰/۸۶
۱۸	۱/۳۷	۰/۸۵	۴۶	۱/۳۴	۰/۸۴	۷۴	۱/۴۷	۰/۸۶
۱۹	۱/۳۸	۰/۸۴	۴۷	۱/۳۷	۰/۸۵	۷۵	۱/۵۱	۰/۸۴
۲۰	۱/۴۲	۰/۸۵	۴۸	۱/۳۵	۰/۸۵	۷۶	۱/۴۴	۰/۸۰
۲۱	۱/۳۷	۰/۸۴	۴۹	۱/۳۰	۰/۸۳	۷۷	۱/۵۱	۰/۸۴
۲۲	۱/۴۶	۰/۸۶	۵۰	۱/۳۱	۰/۸۲	۷۸	۱/۵۴	۰/۸۴
۲۳	۱/۳۶	۰/۸۴	۵۱	۱/۴۶	۰/۸۴	۷۹	۱/۴۶	۰/۸۵
۲۴	۱/۳۶	۰/۸۳	۵۲	۱/۳۵	۰/۸۲	۸۰	۱/۴۴	۰/۸۶
۲۵	۱/۳۴	۰/۸۲	۵۳	۱/۴۲	۰/۸۵	۸۱	۱/۴۵	۰/۸۶
۲۶	۱/۳۳	۰/۸۴	۵۴	۱/۴۱	۰/۸۳	۸۲	۱/۵۱	۰/۸۵
۲۷	۱/۳۱	۰/۷۹	۵۵	۱/۳۶	۰/۸۴	۸۳	۱/۴۴	۰/۸۶
۲۸	۱/۳۷	۰/۸۲	۵۶	۱/۳۷	۰/۸۴			

یادداشت: (i= گویه، M_i= میانگین گویه، R_{pbi}= ضرایب همبستگی هر گویه با کل.)

ضرایب همبستگی همهٔ گویه‌ها با کل مقیاس (قدرت تشخیص گویه‌ها)، قابل ملاحظه و از لحاظ آماری معنادار (p< ۰/۰۱) بود به‌طوری‌که کمترین ضرایب همبستگی (۰/۷۸ و ۰/۷۵) به ترتیب، متعلق به گویه‌های ۶ و ۱ (وقتی نزدیک به معلم است، بهتر گوش می‌دهد.؛ آنچه که گفته می‌شود را به طور کامل نمی‌شود.) و بیشترین ضرایب همبستگی (۰/۸۷ و ۰/۸۸) به ترتیب، به گویه‌های ۳۳ و ۳۴ (در شناسایی خزانه کلمات پایهٔ تحصیلی‌اش موفق عمل نمی‌کند؛ در تکالیف خواندن، در پاسخ‌دهی صحیح به سؤالات درک مطلب موفق نیست.) تعلق داشت. همسانی درونی مقیاس از طریق فرمول آلفای کرونباخ[1]، برابر با ۰/۹۹ به‌دست آمد که نشان از همسانی درونی بالای مقیاس بود.

به منظور بررسی اعتبار سازهٔ[2] مقیاس، تحلیل عاملی اکتشافی روی زیرگروه اول (۲۹۸ نفر) انجام‌گرفت. قبل از اجرای تحلیل عاملی، مفروضه‌های تحلیل (تاباکنیک، فیدل و یولمن، ۲۰۰۷)، وارسی شد. شاخص کفایت نمونه‌برداری کیزر-مایر-آلکین (KMO)[3]، بیشتر از ۰/۷ و با مقداری برابر با ۰/۹۰۱ بیانگر کفایت حجم نمونهٔ مورد مطالعه بود. عامل‌پذیری ماتریس حاصل از همبستگی گویه‌ها نیز با استفاده از آزمون کرویت بارتلت[4] بررسی شد. مقدار آزمون برابر ۳۴۵۰۱/۳۶۶ که (p< ۰/۰۰۰۱) معنادار و تحلیل عاملی بر اساس ماتریس همبستگی حاصل در گروه مورد مطالعه، قابل توجیه بود.

برای تعیین تعداد عامل‌ها، سه شاخص عمدهٔ ارزش ویژه[5]، نسبت واریانس تبیین شده توسط هر عامل و نمودار چرخش‌یافته ارزش‌های ویژه (نمودار سنگ‌ریزه[6]) (نمودار ۱)، مورد توجه قرار گرفت. شایان ذکر است که بار عاملی گویه‌ها در ماتریس عاملی و ماتریس چرخش‌یافته، دست‌کم ۰/۳۵ و حداقل ۳ گویه روی هر عامل لحاظ شد.

چندین بار روش عامل‌یابی محور اصلی (PAF)[7] و شیوهٔ چرخش متمایل با تعداد عوامل متعدد بین ۳ تا ۷ عامل اجرا شد. اما از مجموعهٔ عامل‌هایی که دارای محتوای روشن، گویه‌های هماهنگ و نیز مبتنی بر ساختار نظری و منطقی مقیاس بود، پنج عامل با روش پروماکس[8] (۲۵ چرخش) استخراج شد. در مدل پنج‌عاملی تمامی گویه‌ها دارای بار عاملی مناسب (بالاتر از ۰/۳۵) و هیچ گویه‌ای از مجموعهٔ مقیاس حذف نشد (جدول ۲).

جدول ۲. بارهای عاملی و ضرایب اشتراک گویه‌های مقیاس ارزیابی ناتوانی یادگیری

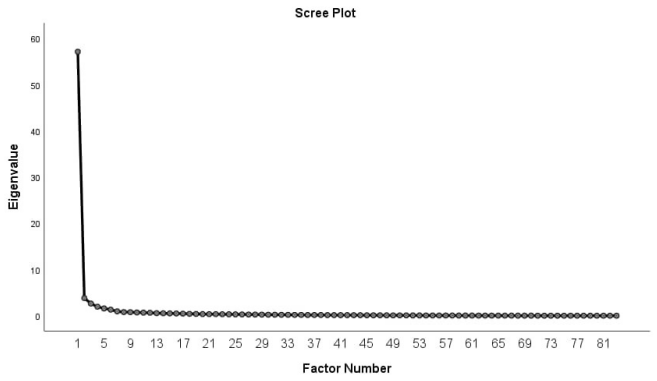
گویه	عامل					h^2
	اول	دوم	سوم	چهارم	پنجم	
	درک مطلب و محاسبات ریاضی					
۶۶	۰/۵۷۷					۰/۸۲۳
۶۷	۰/۶۱۸					۰/۸۲۷
۶۸	۰/۶۷۷					۰/۸۷۴
۶۹	۰/۸۲۶					۰/۸۵۳
۷۰	۰/۸۰۸					۰/۸۱۹
۷۱	۰/۸۴۳					۰/۸۳۷
۷۲	۰/۹۴۰					۰/۸۵۷
۷۳	۰/۹۰۵					۰/۸۵۴
۷۴	۰/۸۷۵					۰/۸۵۵
۷۵	۰/۷۸۰					۰/۸۳۹
۷۶	۰/۷۰۴					۰/۷۵۸
۷۷	۰/۸۳۸					۰/۸۶۵
۷۸	۰/۸۵۲					۰/۸۸۰

1. Cronbach's alpha
2. Construct Valididy
3. Kaiser–Meyer-Olkin (KMO)
4. Bartlett's Test of Sphericity
5. Eigenvalues
6. Scree Plot
7. Principal Axis Factoring (PAF)
8. Promax

گویه	عامل				h^2
	اول	دوم	سوم	چهارم	پنجم	
۷۹	۰/۸۹۴					۰/۸۷۷
۸۰	۰/۸۵۰					۰/۸۹۵
۸۱	۰/۸۸۳					۰/۸۹۳
۸۲	۰/۸۱۱					۰/۸۶۹
۸۳	۰/۸۶۶					۰/۸۷۶
	خواندن					
۳۲		۰/۵۲۹				۰/۷۶۰
۳۳		۰/۴۹۹				۰/۷۷۴
۳۴		۰/۴۷۶				۰/۷۵۶
۳۵		۰/۳۸۹				۰/۶۹۱
۳۶		۰/۷۲۸				۰/۸۰۹
۳۷		۰/۵۰۱				۰/۷۷۲
۳۸		۰/۷۶۳				۰/۷۵۵
۳۹		۰/۵۶۵				۰/۷۴۵
۴۰		۰/۶۲۶				۰/۷۶۲
۴۱		۰/۵۷۳				۰/۸۴۹
۴۲		۰/۸۶۲				۰/۸۳۰
۴۳		۰/۷۷۳				۰/۷۹۱
۴۴		۰/۶۰۹				۰/۷۷۹
۴۵		۰/۷۴۴				۰/۸۲۹
۴۶		۰/۹۰۲				۰/۸۴۳
۴۷		۰/۸۴۸				۰/۸۲۸
۴۸		۰/۷۸۰				۰/۸۳۴
۴۹		۰/۹۹۰				۰/۸۷۵
۵۰		۰/۹۵۲				۰/۸۰۸
۵۱		۰/۴۸۶				۰/۷۱۷
۵۲		۰/۵۱۲				۰/۷۴۲
	گوش کردن و فکر کردن					
۱			۰/۵۳۴			۰/۶۹۱
۲			۰/۷۰۹			۰/۷۳۷
۳			۰/۶۲۰			۰/۷۵۴
۴			۰/۷۴۹			۰/۷۲۷
۵			۰/۸۰۲			۰/۷۱۶
۶			۰/۷۸۹			۰/۷۲۶
۷			۰/۷۸۲			۰/۷۲۹
۸			۰/۸۷۹			۰/۷۸۸
۹			۰/۶۳۲			۰/۷۶۷
۱۰			۰/۶۵۱			۰/۷۶۶
۱۱			۰/۶۹۰			۰/۸۴۱
۱۲			۰/۶۶۵			۰/۸۱۵

گویه	عامل					h^2
	اول	دوم	سوم	چهارم	پنجم	
۱۳			۰/۶۰۶			۰/۷۹۳
۱۴			۰/۷۳۶			۰/۸۰۶
۱۵			۰/۶۰۲			۰/۷۷۹
۱۶			۰/۷۳۵			۰/۷۷۲
۱۷			۰/۳۹۱			۰/۶۶۰
۱۸			۰/۴۳۰			۰/۷۳۰
۱۹			۰/۳۵۲			۰/۷۰۶
۲۰			۰/۵۹۱			۰/۷۵۷
۲۱			۰/۵۵۳			۰/۶۹۷
۲۲			۰/۶۳۸			۰/۷۷۴
صحبت کردن						
۲۳				۰/۷۸۸		۰/۸۸۸
۲۴				۰/۷۸۲		۰/۸۸۰
۲۵				۰/۷۶۳		۰/۹۰۱
۲۶				۰/۸۱۳		۰/۹۲۴
۲۷				۰/۴۲۷		۰/۷۰۰
۲۸				۰/۶۲۶		۰/۷۶۰
۲۹				۰/۳۸۴		۰/۷۲۶
۳۰				۰/۶۵۴		۰/۸۳۶
۳۱				۰/۴۹۱		۰/۷۰۱
نوشتن و دیکته‌نویسی						
۵۳					۰/۵۱۹	۰/۷۸۷
۵۴					۰/۶۴۸	۰/۸۰۴
۵۵					۰/۵۷۹	۰/۸۵۶
۵۶					۰/۶۶۳	۰/۸۴۵
۵۷					۰/۵۷۵	۰/۸۱۸
۵۸					۰/۶۰۲	۰/۸۳۷
۵۹					۰/۳۹۰	۰/۷۴۰
۶۰					۰/۵۹۶	۰/۸۱۴
۶۱					۰/۵۷۰	۰/۷۸۸
۶۲					۰/۶۰۹	۰/۷۷۲
۶۳					۰/۴۶۷	۰/۷۵۱
۶۴					۰/۴۶۴	۰/۷۸۰
۶۵					۰/۵۷۱	۰/۸۰۰

این پنج عامل در مجموع، ۸۰/۸۲۶ درصد کل واریانس را تبیین کرده که در این میان، عامل اول با ارزش ویژۀ ۵۷/۱۱۰ در حدود ۶۸/۸۰۸ درصد واریانس کل و در نهایت عامل پنجم با ارزش ویژۀ ۱/۵۷۵ در حدود ۱/۸۹۷ درصد کل واریانس را توجیه‌کرد. از نمودار سنگ‌ریزه (نمودار ۱) نیز، می‌توان استنباط کرد که سهم عامل اول در واریانس کل، چشم‌گیر و از سهم بقیۀ عامل‌ها کاملا متمایز و در واقع یک عامل غالب وجود داشت.



نمودار ۱. نمودار سنگ‌ریزه

حداکثر ضریب در ماتریس ساختار همبستگی هر گویه با عامل، ۰/۹۹۰ و متعلق به گویهٔ ۴۹ (هنگام نوشتن، حروف یا اعداد را معکوس می‌نویسد) و حداقل ضریب ۰/۳۵۲ و متعلق به گویهٔ ۱۹ (در طبقه‌بندی اشیاء، مانند تشخیص شباهت‌ها، تفاوت‌ها و... مشکل دارد) بدست‌آمد. در واقع عامل اول، با ۱۸ گویه را می‌توان مؤلفهٔ درک مطلب و محاسبات ریاضی، عامل دوم، با ۲۱ گویه را مؤلفهٔ خواندن، عامل سوم، با ۲۲ گویه را مؤلفهٔ گوش‌کردن و فکرکردن (فرآیندهای عصب‌شناختی)، عامل چهارم، با ۹ گویه را مؤلفهٔ صحبت‌کردن و عامل پنجم، با ۱۳ گویه را مؤلفهٔ نوشتن و دیکته‌نویسی (بیان نوشتاری) دانست که ساختار این مؤلفه‌ها بسیار به ساختار نظری و منطقی مقیاس نزدیک بود.

جدول ۳. ضریب همسانی درونی، ارزش ویژه و درصد تبیین مؤلفه‌های استخراج شده

عامل	اول	دوم	سوم	چهارم	پنجم
ضریب همسانی درونی (آلفای کرونباخ)	۰/۹۸۹	۰/۹۸۳	۰/۹۷۹	۰/۹۶۹	۰/۹۷۵
ارزش ویژه	۵۷/۱۱۰	۳/۸۱۷	۲/۶۴۰	۱/۹۴۲	۱/۵۷۵
درصد واریانس تبیین شده	۶۸/۸۰۸	۴/۵۹۹	۳/۱۸۱	۲/۳۴۰	۱/۸۹۷

مطابق جدول ۳، ضریب آلفای کرونباخ عامل‌های استخراج شده، بسیار قابل ملاحظه و تمامی ضرایب بالاتر از ۰/۹ به‌دست آمد که نشان می‌دهد، تشخیص تعداد عامل‌ها به درستی صورت‌گرفته است.

به منظور ارزیابی برازش مدل پنج مؤلفه‌ای استخراج شده، تحلیل عاملی تأییدی به روش برآورد حداکثر درست‌نمایی[1]، بر روی زیرگروه دوم (۲۹۸ نفر) اجرا شد. قبل از انجام تحلیل، مفروضه‌های تحلیل عاملی تأییدی (تاباکنیک، فیدل و یولمن، ۲۰۰۷)، مورد بررسی قرار گرفت. برای بررسی عدم وجود داده‌های پرت چندمتغیری، شاخص فاصلهٔ ماهالانوبیس[2]، مورد بررسی قرار گرفت و سطوح معناداری کمتر از ۰/۰۵، حاکی از دور افتاده بودن داده‌های پرت موردنظر بود. جهت بررسی نرمال بودن تک‌متغیری گویه‌های مقیاس، از شاخص‌های کجی[3] و کشیدگی[4] استفاده‌شد. شاخص های کجی و کشیدگی تمامی گویه‌های مقیاس، در دامنه ۲± قرار داشتند و فرض برقرار بود. برای بررسی نرمال بودن چندمتغیری نیز، از ضریب کشیدگی استاندارد شده مردیا[5] و نسبت بحرانی[6] استفاده شد. بنابر پیشنهاد بلانچ (۲۰۱۲)، مقادیر کوچکتر از ۵ برای نسبت بحرانی به عنوان عدم تخطی از نرمال بودن چندمتغیره درنظرگرفته می‌شود. چنانچه نسبت بحرانی حاصل از ضریب مردیا از میزان ۵ کمتر باشد به معنی آن است که پیش‌فرض نرمال بودن چندمتغیره رعایت شده است. در این پژوهش ضریب مردیا ۳/۹۸۴ و نسبت بحرانی ۱/۲۰۱ به‌دست آمد. بنابراین فرض نرمال بودن چندمتغیری نیز برقرار بود.

برای بررسی شاخص‌های برازش مدل از چندین شاخص، شامل نسبت مجذور خی به درجه‌آزادی[7]، شاخص برازش نرم پارسیمونس[8]، شاخص برازش مقایسه‌ای[9]، شاخص برازش مقایسه‌ای پارسیمونس[10]، شاخص برازش افزایشی[11]، شاخص نیکویی برازش[12] و ریشه میانگین مربعات خطای

1. Maximum Likelihood Estimation
2. Mahalanobis Distance
3. Skewness
4. Kurtosis
5. Mardia standardized kurtosis coefficient
6. Critical Ratio
7. Chi-square/degree-of-freedom ratio (CMIN/DF)
8. Parsimonious Normed Fit Index (PNFI)
9. Comparative Fit Index (CFI)
10. Parsimonious Comparative Fit Index (PCFI)
11. Incremental fit index (IFI)
12. Goodness of Fit Index (GFI)

برآورد[1] (کلاین، ۲۰۱۶)، استفاده‌شد و خلاصهٔ نتایج در جدول ۴ آورده شده است.

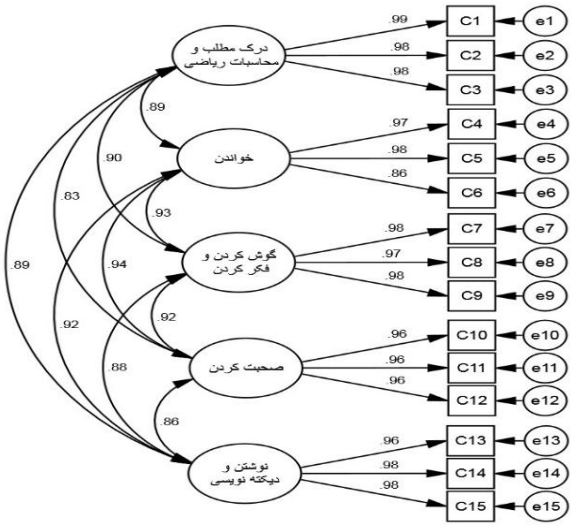
بر اساس پیشنهاد کلاین (۲۰۱۶)، به غیر از دو شاخص PNFI و PCFI، مقدار محاسبه شده در سایر شاخص‌های برازش، پیش از اصلاح و پس از اصلاح از طریق ایجاد چند مسیرِ کوواریانسی، بین باقی مانده‌های خطا برای زوج گویه‌های مقیاس، نشان از عدم مقبولیت برازندگی مدل پنج مؤلفه‌ای استخراج شده از مقیاس را داشت. در چنین شرایطی بنابر نظر میرز، گامست و گارینو (۲۰۱۶)، می‌توان گویه‌ها را به واحدهای تلفیق گویه تبدیل کرد.

روش‌های مختلفی برای تلفیق وجود دارد که بهترین روش، استفاده از نتایج تحلیل عاملی اکتشافی می‌باشد (مید و کروستالیس، ۲۰۰۵). باتوجه به برقراری شرط وجود یک بعد غالب، بنابر نتایج تحلیل عامل اکتشافی و بارهای عاملی به دست آمده، گویه‌ها به شرح زیر، به تناوب در بین سه واحد تلفیق شدند. به‌طوری‌که در هر سه واحد، گویه‌های با بار عاملی قوی، ضعیف و متوسط توزیع شدند. پس از انجام تلفیق گویه‌ها، بار دیگر ساختار عاملی مقیاس ارزیابی شد.

جدول ٤. شاخص‌های برازش مدل پنج مؤلفه‌ای مقیاس ارزیابی ناتوانی یادگیری

شاخص‌های برازندگی	مدل پیش از اصلاح	مدل بعد از اصلاح	مدل پس از تلفیق گویه‌ها	آستانهٔ پذیرش
χ^2	۱۵۶۶۰/۷۴۶	۱۴۴۳۹/۸۰۰	۳۱۰/۷۷۲	–
df	۳۳۱۰	۳۲۸۳	۸۰	–
P-value	<۰/۰۰۱	<۰/۰۰۱	<۰/۰۰۱	–
CMIN/df	۴/۷۳۱	۴/۳۹۸	۳/۸۸	۳ > خوب ۵> قابل قبول
(CL90%) RMSEA	۰/۱۱۲	۰/۱۰۷	۰/۰۹۸	۰/۱> قابل قبول ۰/۰۸> خوب
PNFI	۰/۶۶۹	۰/۶۸۷	۰/۷۳۱	>۰/۵۰
CFI	۰/۷۳۶	۰/۷۶۲	۰/۹۶۸	>۰/۹۰
PCFI	۰/۷۱۶	۰/۷۳۵	۰/۷۳۷	>./۵۰
IFI	۰/۷۳۷	۰/۷۶۲	۰/۹۶۸	>۰/۹۰
GFI	۰/۴۴۸	۰/۴۸۱	۰/۸۶۲	>۰/۹۰

مطابق جدول ۴، پس از تلفیق گویه‌ها، شاخص‌های برازندگی محاسبه شده حاکی از برازش قابل قبول مدل پنج مؤلفه‌ای مقیاس، با داده‌های گردآوری شده بود. بار عاملی تمامی واحدهای گویه، بیشتر از ۰/۷ به‌دست‌آمد (شکل ۱) و بدین ترتیب ساختار پنج مؤلفه‌ای مقیاس در بین دانش‌آموزان پایه‌های دوم تا پنجم ابتدایی از لحاظ تجربی تأیید شد.



شکل ۱. مدل اصلاح شدهٔ حاصل از تحلیل عامل تأییدی، روی ساختار پنج مؤلفه‌ای پس از تلفیق گویه‌ها

[1]. Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)

در بررسی اعتبار همزمان[1]، از همبستگی مقیاس حاضر و پرسشنامهٔ مشکلات یادگیری کلورادو، در گروه نمونهٔ بالینی استفاده شد. بدین منظور، ابتدا شاخص‌های توصیفی شامل میانگین، انحراف معیار، کجی، کشیدگی و دامنهٔ تغییرات محاسبه گردید (جدول ۵). از آنجا که دامنهٔ بین ۲± برای کجی و کشیدگی، شرط نرمال بودن توزیع داده‌ها است، مفروضهٔ نرمال بودن توزیع داده‌ها، برقرار بود.

ضریب همبستگی پیرسون، بین نمره کل مقیاس حاضر و نمره کل پرسشنامه مشکلات یادگیری کلورادو برابر ۰/۶۵ محاسبه‌شد که معنادار ($p< ۰/۰۱$) و حاکی از اعتبار همزمان قابل‌قبول برای مقیاس حاضر بود (جدول ۶). نتایج حاصل از تحلیل رگرسیون خطی چندگانه نیز، نشانگر آن بود که نمرهٔ مؤلفه‌های مقیاس حاضر (به غیر از صحبت کردن)، با ضریب تبیین[2] برابر ۰/۳۹ توانست واریانس نمرات پرسشنامهٔ مشکلات یادگیری را تبیین نماید که براساس نظر کوهن (۱۹۹۲)، این میزان تبیین‌کنندگی در سطح قوی قرار دارد (جدول ۷).

جدول ۵. شاخص‌های توصیفی مؤلفه‌های مقیاس ارزیابی ناتوانی یادگیری و خرده‌مقیاس‌های پرسشنامهٔ مشکلات یادگیری کلورادو

مقیاس	مؤلفه‌ها	میانگین	انحراف معیار	دامنه تغییرات	کجی	کشیدگی
LDES	درک مطلب و محاسبات ریاضی	۲۰/۰۳	۴/۳۲	۳۲-۱۶	۱/۱۳۴	۰/۶۹۵
	خواندن	۲۶/۲۶	۴/۵۰	۳۵-۲۱	۰/۶۲۳	-۰/۸۹۵
	گوش کردن و فکر کردن	۳۰/۳۴	۵/۴۲	۴۰-۲۲	۰/۲۷۰	-۱/۰۰۹
	صحبت کردن	۱۰/۱۹	۲/۳۶	۱۷-۹	۱/۲۲۳	۲/۰۶۵
	نوشتن و دیکته‌نویسی	۱۷/۷۳	۳/۲۵	۲۶-۱۳	۰/۲۵۳	۰/۰۸۷
CLDQ	مشکل در خواندن	۱۶/۵۰	۴/۴۷	۲۵-۸	۰/۰۰۴	-۰/۷۹۴
	شناخت اجتماعی	۷/۸۴	۲/۷۵	۱۴-۴	۰/۲۶۱	-۰/۴۹۲
	اضطراب اجتماعی	۷/۵۷	۲/۲۴	۱۲-۳	-۰/۰۶۴	-۰/۲۶۱
	مشکلات فضایی	۱۱/۹۲	۳/۵۶	۲۰-۴	-۰/۱۷۸	۰/۳۸۶
	مشکل در ریاضی	۸	۳/۳۹	۱۵-۳	۰/۰۹۳	-۰/۸۵۸

جدول ۶. ماتریس ضرایب همبستگی بین مؤلفه‌های مقیاس ارزیابی ناتوانی یادگیری و خرده‌مقیاس‌های پرسشنامهٔ مشکلات یادگیری کلورادو

	مشکل در خواندن	شناخت اجتماعی	اضطراب اجتماعی	مشکلات فضایی	مشکل در ریاضی	نمره کل CLDQ
درک مطلب و محاسبات ریاضی	۰/۰۸۶	۰/۲۲**	-۰/۰۵	۰/۴۰**	۰/۷۵**	۰/۴۶**
خواندن	۰/۴۸**	۰/۳۱**	۰/۰۳	۰/۵۳**	۰/۰۸	۰/۵۸**
گوش کردن و فکر کردن	۰/۵۱**	۰/۳۶**	-۰/۰۹	۰/۵۳**	۰/۱۹*	۰/۳۵**
صحبت کردن	۰/۱۸*	۰/۴۷**	۰/۴۳**	۰/۳۱**	۰/۲۲*	۰/۴۹**
نوشتن و دیکته‌نویسی	۰/۵۰**	۰/۱۲	۰/۱۷*	۰/۴۰**	۰/۱۵*	۰/۳۲**
نمره کل LDES	۰/۴۴**	/۳۹**	-۰/۰۱	۰/۶۱**	۰/۳۱**	۰/۶۵**

جدول ۷. خلاصه تحلیل رگرسیون خطی چندگانه برای پیش‌بینی متغیر ملاک از روی نمرهٔ کل مقیاس ارزیابی ناتوانی یادگیری

متغیر ملاک	متغیر مستقل	B	β†	مقدار احتمال
نمرهٔ CLDQ	درک مطلب و محاسبات ریاضی	۰/۴۹۸	۰/۲۲۵	۰/۰۲۴
	خواندن	۰/۹۱۸	۰/۴۳۳	۰/۰۰۹
	گوش کردن و فکر کردن	۰/۸۹۵	۰/۵۰۸	۰/۰۰۶
	صحبت کردن	۰/۱۶۳	۰/۰۴۰	۰/۶۸۸
	نوشتن و دیکته‌نویسی	۱/۳۴۱	۰/۴۵۷	۰/۰۲۰

یادداشت: خلاصهٔ مدل ($P=۰/۰۰۹$، $F_{[۵،۲۰]}=۴/۱۹۷$) $R^2=۰/۳۹۰$

[1]. Concurrent Validity

[2]. Coefficient of Explanation

اعتبار تفکیکی[1] مقیاس حاضر نیز از طریق آزمون تی مستقل بین دو گروه همتا از نظر جنسیت، پایهٔ تحصیلی و محل سکونت، شامل ۲۷ نفر از گروه نمونهٔ هنجار و گروه نمونهٔ بالینی، بررسی شد. ابتدا مفروضه‌های نرمال بودن توزیع داده‌ها و همگنی واریانس‌ها مورد بررسی قرار گرفت. براساس شاخص‌های کجی و کشیدگی گویه‌ها، فرضیهٔ نرمال بودن توزیع برقرار و همچنین با توجه به عدم معنی‌داری آزمون لوین[2] (p< ۰/۰۵)، فرضیهٔ همگنی واریانس‌ها برقرار بود. بر اساس نتایج آزمون تی مستقل، با فرض برابری واریانس‌ها (جدول ۸)، میانگین نمرهٔ کل مقیاس و مؤلفه‌های آن، درگروه نمونهٔ بالینی نسبت به گروه هنجار، بالاتر و بین دو گروه تفاوت معنی‌دار (p<۰/۰۰۱)، وجود داشت.

جدول ۸. نتایج آزمون t مستقل بین دو گروه بالینی و هنجار (n= ۲۷)

متغیر	گروه	میانگین	انحراف معیار	آماره t	df	معنی‌داری	اختلاف میانگین	فاصله اطمینان	
								بالا	پایین
LDES	بالینی	۲۳۴/۰۳	۱۵/۸۱	۲۴/۷۸	۵۲	<۰/۰۰۱	۱۱۹/۵۱	۱۲۹/۱۹	۱۰۹/۸۴
	بهنجار	۱۱۴/۵۱	۱۹/۴۴						
درک مطلب و محاسبات ریاضی	بالینی	۵۰/۵۵	۴/۹۷	۲۱/۱۵	۵۲	<۰/۰۰۱	۲۸/۸۵	۳۱/۵۸	۲۶/۱۱
	بهنجار	۲۱/۷۰	۵/۰۴						
خواندن	بالینی	۵۹/۵۹	۵/۹۲	۱۶/۹۵	۵۲	<۰/۰۰۱	۳۰/۱۱	۳۳/۶۷	۲۶/۵۴
	بهنجار	۲۹/۴۸	۷/۰۷						
گوش کردن و فکر کردن	بالینی	۶۱/۷۴	۷/۰۲	۱۶/۴۳	۵۲	<۰/۰۰۱	۲۸/۷۰	۳۲/۲۰	۲۵/۱۹
	بهنجار	۳۳/۰۳	۵/۷۴						
صحبت کردن	بالینی	۲۵/۱۱	۳/۰۰	۱۹/۲۰	۵۲	<۰/۰۰۱	۱۴/۴۸	۱۵/۹۹	۱۲/۹۶
	بهنجار	۱۰/۶۲	۲/۵۱						
نوشتن و دیکته‌نویسی	بالینی	۳۷/۰۳	۳/۱۳	۱۶/۷۵	۵۲	<۰/۰۰۱	۱۷/۳۷	۱۹/۴۵	۱۵/۲۸
	بهنجار	۱۹/۶۶	۴/۳۸						

همچنین در تحلیل رگرسیون برای پیش‌بینی عضویت در گروه بالینی، معادلهٔ تشخیصی به صورت LDES= -۹/۸۳۵ Y= ۰/۰۵۶ (نمره ممیز یا عضویت گروهی) به‌دست آمد. میانگین نمرات ممیزگروه بالینی، برابر ۳/۳۷۲ و برای گروه هنجار برابر ۳/۳۷۲- با نقطهٔ برش صفر محاسبه شد. بر این اساس اگر نمرهٔ کل مقیاس در معادلهٔ مذکور قرار گیرد و حاصل آن عدد منفی باشد، فرد در گروه بهنجار و اگر مثبت بود، در گروه بالینی دارای SLD پیش‌بینی می‌شود.

جهت سنجش قابلیت اعتماد بازآزمایی[3] مقیاس، از ضریب همبستگی درون‌طبقه‌ای (ICC)[4] و از طریق روش توافق مطلق[5] با مدل تصادفی دوراهه[6] در گروه نمونهٔ بالینی استفاده شد. براساس نتایج، مقدار ضریب همبستگی درون‌طبقه‌ای (ICC) حاصل از آزمون - بازآزمون، با فاصلهٔ زمانی چهار هفته و با فاصلهٔ اطمینان ۹۵ درصد، برای کل مقیاس و همهٔ مؤلفه‌های آن معنادار (p< ۰/۰۰۱) و نشان‌دهندهٔ مناسب بودن ثبات زمانی مقیاس بود (جدول ۹).

جداول نمرات تراز نیز بر اساس تبدیل نمره‌های خام به نمره‌های تراز شده z و T و محاسبه رتبه‌های درصدی به تفکیک کل و پایه‌های تحصیلی تهیه شد.

[1]. Discriminant Validity
[2]. Levene's Test
[3]. Test-Retest Reliability
[4]. Intraclass Corrolation Coefficient (ICC)
[3]. Absolute Agreement
[4]. Two-way Random

جدول ۹. ضریب همبستگی درون طبقه‌ای مقیاس ارزیابی ناتوانی یادگیری با فاصله زمانی چهار هفته (n=۲۷)

	ICC	فاصله اطمینان ۹۵ درصد		p-value
		کران پایین	کران بالا	
درک مطلب و محاسبات ریاضی	۰/۹۲۲	۰/۸۲۷	۰/۹۶۵	<۰/۰۰۱
خواندن	۰/۹۶۰	۰/۹۰۵	۰/۹۸۲	<۰/۰۰۱
گوش کردن و فکر کردن	۰/۹۲۰	۰/۸۱۶	۰/۹۶۵	<۰/۰۰۱
صحبت کردن	۰/۹۷۰	۰/۹۳۵	۰/۹۸۷	<۰/۰۰۱
نوشتن و دیکته نویسی	۰/۸۸۵	۰/۸۳۳	۰/۹۴۹	<۰/۰۰۱
LDES	۰/۹۶۳	۰/۸۷۰	۰/۹۸۵	<۰/۰۰۱

بحث و نتیجه‌گیری

هدف از پژوهش حاضر، انطباق چهارمین ویرایش مقیاس تشخیصی - تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری بر اساس زبان و فرهنگ فارسی و مفاهیم آموزشی مقطع ابتدایی، بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی و در نهایت استانداردسازی آن، برای دانش‌آموزان پایه‌های دوم تا پنجم ابتدایی بود. بعد از تدوین نسخهٔ نهایی و جمع‌آوری داده‌ها، تجزیه تحلیل آماری داده‌ها صورت گرفت. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی، به روش عامل‌یابی محور اصلی همراه با چرخش پروماکس، به استخراج ساختار پنج مؤلفه‌ای منجر شد که بسیار به ساختار نظری مقیاس نزدیک بود. در تحلیل عاملی تأییدی، در ابتدا شاخص‌های برازش با وجود اصلاحات، نتایج قابل‌قبولی را نشان ندادند. کلاین (۲۰۱۶)، بر این باور است که یکی از دلایل ضعیف بودن شاخص‌های برازندگی در نتایج تحلیل عاملی تأییدی، تعداد زیاد گویه‌ها یا به عبارت دیگر متغیرهای مشاهده شده است. در این‌گونه موارد، استفاده از روش بسته‌بندی سؤال یا تلفیق گویه‌ها مناسب خواهد بود. 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 (۲۰۰۸) آن را توصیه می‌کنند (کرد و هارمز، ۲۰۱۹). به لحاظ روش‌شناسی، در تلفیق گویه‌ها، به جای تحلیل عاملی تأییدی در سطح گویه‌های منفرد، از بسته‌های گویه استفاده می‌شود که این امر باعث کاهش درجهٔ‌آزادی، افزایش نسبت حجم نمونه به درجهٔ‌آزادی شده و همچنین بنا به قضیهٔ حد مرکزی نمرات بسته‌های گویه به سمت توزیع نرمال میل خواهند کرد (کرد و هارمز، ۲۰۱۹). در تحلیل عاملی تأییدی برخی از مقیاس‌های معتبر نظیر ساختار عاملی نسخهٔ فارسی فرم گزارش معلم آخنباخ (مینایی، ۱۳۸۵) و همچنین در بسیاری از پژوهش‌های اخیر (ریبیرو، سانتوس، فریتاس و روبین، ۲۰۱۹؛ باکت، بکر و روت، ۲۰۲۱؛ گومز، براون، واتسون و استاوروپلوس، ۲۰۲۲ و پالیوال و کیومار، ۲۰۲۲) نیز، به منظور بهبود برازش مدل از تکنیک بسته‌بندی سؤال یا تلفیق گویه استفاده شده است. در پژوهش حاضر نیز، پس از تلفیق گویه‌ها، شاخص‌های برازندگی به‌دست‌آمده از تحلیل عامل تأییدی، از برازش قابل‌قبول مدل پنج مؤلفه‌ای مقیاس حمایت کرد و می‌توان نتیجه گرفت که ساختار پنج مؤلفه‌ای مقیاس تشخیصی - تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری، در دانش‌آموزان پایه‌های دوم تا پنجم ابتدایی، از لحاظ تجربی تأیید شد. در این ساختار، مؤلفه‌های گوش‌کردن و فکرکردن با هم و همچنین مؤلفه‌های نوشتن و دیکته‌نویسی، با هم ترکیب شدند. در ادامه به تبیین این نتایج پرداخته شده است.

محتوای گویه‌ها در مؤلفه گوش‌کردن مربوط به ادراک شنیداری شامل توجه شنیداری، نگهداری توجه شنیداری، انتقال توجه شنیداری، تمیز شنیداری و حافظهٔ شنیداری است. همچنین محتوای مؤلفه فکرکردن به مهارت‌های حافظهٔ کوتاه مدت، حافظهٔ توالی، حافظهٔ دیداری، حافظهٔ شنیداری، ادراک دیداری، فهم روابط فضایی، جهت‌دهی تمرکز، طبقه‌بندی، سازماندهی، تفکر منطقی، تعمیم، اندوزش، یادآوری، نامیدن و درک مطلب اشاره دارد. در واقع ترکیب مؤلفه‌های گوش‌کردن و فکرکردن را می‌توان فرآیندهای عصب شناختی در نظر گرفت که دقیقاً منطبق بر تعریفی از ناتوانی یادگیری ویژه است که مقیاس بر مبنای آن طراحی شده است. در این تعریف، ناتوانی یادگیری ویژه، به عنوان نقص در فرآیندهای روانشناختی پایه در نظرگرفته شده است. همچنین مهارت فکرکردن، علاوه بر ادراک دیداری نیازمند ادراک شنیداری نیز است و مؤلفهٔ گوش‌کردن دقیقا به ادراک شنیداری اشاره دارد. ازاین‌رو ترکیب شدن دو مؤلفهٔ گوش‌کردن و فکرکردن می‌تواند قابل توجیه باشد.

از طرف دیگر، از آنجا که در جامعهٔ ما مهارت‌های گوش‌کردن، کمتر مورد توجه قرار می‌گیرد، عدم استخراج مؤلفهٔ گوش‌کردن به عنوان یک عامل مستقل را می‌توان، ناشی از عدم توانایی معلم، برای رصد دقیق و مستقل مهارت‌های شنیداری دانش‌آموزان، درنظر گرفت.

ترکیب دو مؤلفه نوشتن و دیکته‌نویسی که می‌توان این دو مؤلفه را بیان نوشتاری درنظر گرفت، دقیقاً منطبق با راهنمای تشخیصی و آماری اختلالات روانی - ویرایش پنجم (DSM-5[1]) (۲۰۱۳) است. براساس این راهنما، ناتوانی یادگیری ویژه با مشخصهٔ بیان نوشتاری، شامل دقت هجی‌کردن، دقت دستوری، نقطه‌گذاری، وضوح و سازماندهی بیان نوشتاری عنوان شده است. همچنین عدم توجه دقیق معلم، به افتراق‌های علامت‌شناختی در مهارت‌های نوشتن و دیکته‌نویسی نیز می‌تواند دلیلی بر ادغام این دو مؤلفه باشد. به طوری که مؤلفه‌های مختلف بیان نوشتاری نظیر مهارت‌های مکانیکی نوشتن، قواعد دستوری، انشاء و دیکته‌نویسی به طور مستقل از هم دیده نشده است.

در پژوهش طراحان اصلی مقیاس (مک‌کارنی و هاوس، ۲۰۱۸) نیز، نتایج تحلیل عامل اکتشافی در جمعیت هنجار بروزرسانی شده، حاکی از ترکیب برخی از مؤلفه‌ها بوده است. به‌طوریکه عامل اول ترکیبی از مؤلفه‌های فکرکردن، صحبت‌کردن، خواندن و نوشتن؛ عامل دوم ترکیبی از مؤلفه‌های گوش‌کردن و صحبت‌کردن؛ عامل سوم، شامل مؤلفهٔ درک مطلب و محاسبات ریاضی؛ عامل چهارم، شامل برخی از گویه‌های مؤلفه‌های خواندن و دیکته‌نویسی؛ عامل پنجم، شامل برخی از گویه‌های مؤلفه‌های گوش‌کردن و فکرکردن؛ عامل ششم، شامل تعدادی از گویه‌های مؤلفه‌های صحبت‌کردن و نوشتن و در نهایت عامل هفتم، شامل برخی از گویه‌های مؤلفه‌های ریاضی و نوشتن بود. بر این اساس، می‌توان نتیجه گرفت که استقلال مؤلفه‌ها در پژوهش حاضر قوی‌تر از پژوهش طراحان اصلی، مک‌کارنی و هاوس (۲۰۱۸) است. با این‌وجود، همسو با طراحان اصلی مقیاس، ساختار هفت مؤلفه‌ای مقیاس تشخیصی - تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری، مورد توجه محققان پژوهش حاضر قرار داشته است. چرا که مقیاس تشخیصی - تجویزی ارزیابی ناتوانی یادگیری، یک مقیاس برخاسته از مبنای نظری است و علاوه بر کارکرد تشخیصی، یک مقیاس تجویزی قدرتمند است (مک‌کارنی و هاوس، ۲۰۱۸) که مبنای مداخلات ارائه شده، همین ساختار هفت مؤلفه‌ای مستقل از هم با ترکیب گویه‌های منطقی است.

در واقع حذف ساختار هفت‌مؤلفه‌ای، ضربه زدن به ویژگی منحصربفرد مقیاس در زمینهٔ ارائهٔ راهکارها، اهداف جزئی کوتاه‌مدت و بلندمدت است که قابلیت انطباق بر نیم‌رخ انفرادی دانش‌آموزان را دارا است. بر این اساس، دو سیستم نمره‌گذاری بر مبنای ساختار پنج مؤلفه‌ای استخراج شده و ساختار منطقی هفت مؤلفه‌ای در نظرگرفته شده است.

بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس حاضر، همسو با طراحان اصلی (مک‌کارنی و هاوس، ۲۰۱۸) نتایج مطلوبی نشان داد. ضریب آلفای کرونباخ برای کل مقیاس و هر پنج مؤلفه بین ۰/۹۷ تا ۰/۹۹، نشان‌دهندهٔ همسانی درونی مناسب مقیاس حاضر بود. قابلیت اعتماد بازآزمایی نیز با فاصلهٔ چهار هفته، از طریق محاسبهٔ ضریب همبستگی درون‌طبقه‌ای، بین ۰/۸۸ تا ۰/۹۷ به‌دست‌آمد که طبق نظر (مونرو، ۲۰۰۴)، حاکی از ثبات زمانی در سطح بسیار مطلوب بود. بیشترین مقدار ICC محاسبه شده، مربوط به مؤلفهٔ صحبت‌کردن و کمترین آن مربوط به مؤلفه نوشتن و دیکته‌نویسی بود. در پژوهش مک‌کارنی و هاوس (۲۰۱۸) نیز، بیشترین ضریب همبستگی مربوط به مؤلفهٔ ریاضی و کمترین مربوط به مؤلفهٔ نوشتن برآورد شد. علت پایین‌تر بودن مقادیر محاسبه‌شده در مؤلفه نوشتن و دیکته‌نویسی را می‌توان این‌گونه تبیین‌کرد که محتوای گویه‌ها در این مؤلفه، نظیر عدم سازماندهی نوشتار و یا نگارش ناکامل افکار حین نوشتن و غیره، بیشتر تحت تأثیر قضاوت و حافظه قرار می‌گیرد و در طول زمان ممکن است که دستخوش تغییر باشد. از طرف دیگر مهارت‌های موجود در مؤلفهٔ صحبت کردن، نظیر مشکل در تقلید آواهای گفتاری و یا تحریف واژه‌ها حین صحبت‌کردن، همچنین مهارت‌های مؤلفهٔ درک‌مطلب و محاسبات ریاضی، نظیر عدم موفقیت در حل مسائل مربوط به چهار عمل اصلی و یا مسائل اندازه‌گیری، به صورت عینی‌تر قابل ارزیابی هستند.

نتایج حاصل از بررسی اعتبار همزمان مقیاس مزبور با پرسشنامهٔ مشکلات یادگیری کلورادو (ویلکات و همکاران، ۲۰۱۱)، مطلوب و نشان داد که مؤلفه‌های مقیاس حاضر به غیر از مؤلفهٔ صحبت‌کردن، می‌توانند با ضریب

[1]. Dianostic and Statistical Mannual of Psychological Disorders-5TH Edition (DSM-5)

تبیین‌کنندگی ٪۳۹، واریانس نمرات پرسشنامهٔ مشکلات کلورادو را در سطح قوی (کوهن، ۱۹۹۲) تبیین‌کنند. در پژوهش مک‌کارنی و هاوس (۲۰۱۸) نیز، نتایج بررسی اعتبار همزمان با پرسشنامهٔ تشخیصی ناتوانی یادگیری (هامیل و بریانت، ۱۹۹۸)، مطلوبی به‌دست‌آمد. در بررسی اعتبار تفکیکی، نمرات مربوط به مقیاس و هر یک از پنج مؤلفهٔ آن در دو گروه هنجار و بالینی، به صورت معنادار ($p< ۰/۰۰۱$)، با هم تفاوت داشت که همسو با پژوهش مک‌کارنی و هاوس (۲۰۱۸)، بود. همچنین در پژوهش حاضر نتایج حاصل از تحلیل رگرسیون خطی چندگانه، نشان داد که با داشتن نمرهٔ کل مقیاس حاضر و از طریق معادلهٔ عضویت گروهی به‌دست‌آمده می‌توان، عضویت در گروه هنجار یا بالینی ناتوانی یادگیری ویژه را پیش‌بینی کرد.

بر اساس نتایج پژوهش حاضر، می‌توان نتیجه گرفت که نسخهٔ فارسی مقیاس ارزیابی ناتوانی یادگیری به عنوان یک ابزار بومی و دارای اعتبار و قابلیت اعتماد مطلوب، می‌تواند در مدارس عادی، مراکز ناتوانی یادگیری، مراکز روانشناختی و یا در کاربردهای پژوهشی مورد استفاده قرار گیرد. بااین‌وجود، یکی از محدودیت‌های پژوهش حاضر این بود که به علت عدم دسترسی همزمان به بیش از یک معلم آشنا به ویژگی‌های یادگیری دانش‌آموزان پایه‌های دوم تا پنجم ابتدایی، قابلیت اعتماد به روش توافق نمره‌گذاران بررسی نشد. محدودیت دیگر اینکه، به علت عدم دسترسی به یک مقیاس تشخیصی دیگر، از پرسشنامهٔ مشکلات یادگیری کلورادو (ویلکات و همکاران، ۲۰۱۱) که کاربرد غربالگری دارد، در بررسی اعتبار همزمان استفاده شد. پیشنهاد می‌شود برای بررسی دقیق‌تر ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس حاضر، از روش‌های دیگر بررسی اعتبار و قابلیت اعتماد نظیر اعتبار واگرا و قابلیت اعتماد توافق نمره‌گذاران نیز استفاده شود. همچنین اعتبارسنجی مقیاس در گروه‌های بالینی دیگر نظیر دانش‌آموزان با اختلال نقص‌توجه/بیش‌فعالی، اختلال‌های زبان و غیره و مقایسهٔ با دانش‌آموزان با ناتوانی یادگیری ویژه، می‌تواند منجر به دستیابی نیم‌رخ دقیق‌تری برای دانش‌آموزان با ناتوانی یادگیری ویژه گردد. اعتبارسنجی مقیاس در پایه‌های تحصیلی دیگر و مقایسه گروه‌های جنسیتی نیز می‌تواند زمینه‌ای برای پژوهش‌های آتی برای علاقه‌مندان باشد.

ملاحظات اخلاقی

پیروی از اصول اخلاق پژوهش: این پژوهش از رسالهٔ دکتری نویسندهٔ اول در رشتهٔ روانشناسی و آموزش کودکان استثنایی دانشکده روانشناسی و علوم‌تربیتی دانشگاه تهران استخراج شده است. ورود به مدارس و مراکز ناتوانی یادگیری ویژه با کسب مجوز از سازمان آموزش و پرورش کل (شمارهٔ نامه ۱۰۳۱۴۳/۵۳ مورخ ۱۴۰۱/۰۲/۲۸) و سازمان آموزش و پرورش استثنایی (شمارهٔ نامه ۱۲۱۸۷۳/۱۲۸/۴۱ مورخ ۱۴۰۱/۰۳/۱۱) بوده است. این پژوهش دارای کد اخلاق به شناسهٔ IR.UT.PSYEDU.REC.1401.46 مصوب در تاریخ ۱۴۰۱/۰۴/۲۵ می‌باشد.

حامی مالی: این پژوهش در قالب رساله دکتری و بدون حمایت مالی انجام شده است.

نقش هر یک از نویسندگان: نویسندهٔ اول، محقق اصلی پژوهش است. نویسندگان دوم و سوم استادان راهنما و نویسندگان چهارم و پنجم استادان مشاور هستند.

تضاد منافع: نویسندگان هیچ تضاد منافعی در رابطه با پژوهش اعلام نمی‌نمایند.

تشکر و قدردانی: بدین‌وسیله از زحمات استادان محترم راهنما و مشاور، دانش‌آموزان شرکت‌کننده در پژوهش و همکاری معلمان و مدیران مدارس، مدیران و مربیان مراکز ناتوانی یادگیری ویژه و والدین دانش‌آموزان تشکر و قدردانی به عمل می‌آید.

منابع

حاجلو، نادر و رضایی‌شریف، علی. (۱۳۹۰). ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامه مشکلات یادگیری کلورادو. *ناتوانی‌های یادگیری*. ۱(۱): ۲۴-۴۳.
https://doi.org/jld-1-1-90-7-2

References

American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed.). https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890425596

Ayre, C., & Scally, A. J. (2014). Critical values for Lawshe's content validity ratio: revisiting the original methods of calculation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, *47*(1),79-86. https://doi.org/10.1177/0748175613513808

Blunch, N. (2012). *Introduction to structural equation modeling using IBM SPSS statistics and AMOS*. Sage. *https://doi.org/10.1111/1467-8721.ep10768783*

Buckett, A., Becker, J. R., & Roodt, G. (2021). 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*, 20(1), 1-6. https://doi.org/10.1027/1866-5888/a000266

Cohen, J. (1992). Statistical power analysis. *Current directions in psychological science*, 1(3), 98-101. https://doi.org/10.1111/1467-8721.ep10768783

Coon, K. B., Waguespack, M. M., & Polk, M. J. (1994). *Dyslexia screening instrument*. San Antonio TX: The Psychological Corporation Harcourt Brace & Company. https://www.worldcat.org/title/dyslexia-screening-instrument/oclc/221917262

Crede, M., & Harms, P. (2019). Questionable research practices when using confirmatory factor analysis. *Journal of Managerial Psychology*, 34(1), 18-30. https://doi.org/10.1108/JMP-06-2018-0272

Fletcher, J. M., & Miciak, J. (2019). The Identification of Specific Learning Disabilities: A Summary of Research on Best Practices. *Grantee Submission*. https://texasldcenter.org/files/resources/SLD-Manual_Final.pdf

Floyd, F. J., & Widaman, K. F. (1995). Factor analysis in the development and refinement of clinical assessment instruments. *Psychological assessment*, *7*(3), 286. https://doi.org/10.1037/1040-3590.7.3.286

Ghimire, S. (2017). Knowledge of primary school teacher regarding learning disabilities in school children. *Journal of Nobel Medical College*, *6*(1), 29-35. http://dx.doi.org/10.3126/jonmc.v6i1.18084

Gijsel, M. A., Bosman, A. M., & Verhoeven, L. (2006). Kindergarten risk factors, cognitive factors, and teacher judgments as predictors of early reading in Dutch. *Journal of Learning Disabilities*, *39*(6), 558-571. https://doi.org/10.1177/00222194060390060701

Gomez, R., Brown, T., Watson, S., & Stavropoulos, V. (2022). Confirmatory factor analysis and exploratory structural equation modeling of the factor structure of the Questionnaire of Cognitive and Affective Empathy (QCAE). *PLoS ONE*, 17(2): e0261914. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0261914

Grigorenko, E. L., Compton, D. L., Fuchs, L. S., Wagner, R. K., Willcutt, E. G., & Fletcher, J. M. (2020). Understanding, educating, and supporting children with specific learning disabilities: 50 years of science and practice. *American Psychologist*, *75*(1), 37. https://doi.org/10.1037/amp0000452

Hajloo, N., Rezaie, A. (2012). Psychometric Properties of Colorado Learning Difficulties Questionnaire (CLDQ). *Journal of Learning Disabilities*, 1(1), 24-43. [Persian]. https://doi.org/jld-1-1-90-7-2

Hammill, D. D., & Bryant, B. R. (1998). LDDI: *The Learning Disabilities Diagnostic Inventory*. Austin, Texas, USA: PRO-ED Inc, 10-11. https://eric.ed.gov/?id=ED433672

Kline, R. (2016). *Data preparation and psychometrics review. Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). New York, NY: Guilford. https://www.guilford.com/books/Principles-and-Practice-of-Structural-Equation-Modeling/Rex-Kline/9781462523344

Maki, K. E., Burns, M. K., & Sullivan, A. (2017). Learning disability identification consistency: The impact of methodology and student evaluation data. *School Psychology Quarterly*, *32*(2), 254. https://doi.org/10.1037/spq0000165

Mathew, S. T. (2001). A review of the Learning Disability Evaluation Scale (LDES). *Journal of School Psychology*, *39*(3), 279-284. https://doi.org/10.1016/S0022-4405(01)00066-8

McCarney, S., & Bauer, A. M. (1991). *Parent's Guide to Learning Disabilities*. Columbia, MO: Hawthorne Educational Services, Inc. https://www.hawthorne-

ed.com/parents-guide-to-learning-disabilities-details.html

McCarney, S., Bauer, A. M., & House, S. N. (2007). *Learning Disability Intervention Manual*. Columbia, MO: Hawthorne Educational Services, Inc. https://www.hawthorne-ed.com/media/PDFs/learning-disability-intervention-manual.pdf

McCarney, S. B., & House, S. N. (2018). *Learning Disability Evaluation Scale*. Columbia, MO: Hawthorne Educational Services, Inc. https://www.hawthorne-ed.com/images/learning disabilities/samples/h01550sb.pdf

Meade, A. W., & Kroustalis, C. M. (2005). Problems of item parceling with CFA tests of measurement invariance. In *20th Annual Conference of the Society for Industrial and Organizational Psychology, Los Angeles, CA*. https://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.460.2892&rep=rep1&type=pdf

Meyers, L. S., Gamst, G., & Guarino, A. J. (2016). *Principal components and factor analysis. Applied Multivariate Research. Design and Interpretation* (3rd ed). Sage. https://uk.sagepub.com/en-gb/mst/applied-multivariate-research/book246895#resources

Minaee, A. A. (2006). Confirmatory Factor Analysis of Teacher's Report Form (TRF). *JOEC*, 6(3), 769-786. [Persian], http://joec.ir/browse.php?a_id=402&sid=1&slc_lang=en

Munro, E. (2004). A simpler way to understand the results of risk assessment instruments. *Children and Youth Services Review*, *26*(9), 873-883. https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2004.02.026

Myklebust, H. R. (1971). *Pupil Rating Scale: Screening for Learning Disabilities*. Grune and Stratton, Incorporated. https://doi.org/10.1177/002246697300700310

Paliwal, D., & Kumar, R. (2022). 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*, *5*(1), 45-51. https://doi.org/10.12973/ejper.5.1.45

Tabachnick, B. G., Fidell, L. S., & Ullman J. B. (2007). *Using multivariate statistics*. Vol. 5. Boston, MA: Pearson. https://www.pearsonhighered.com/assets/preface/0/1/3/4/0134790545.pdf

Ribeiro, O., Santos, A. J., Freitas, M., Rosado, A., & Rubin, K. H. (2019). Loneliness in adolescence: Confirmatory factor analysis of the relational provisions loneliness questionnaire (RPLQ) in a Portuguese sample. *International Journal of Behavioral Development*, *43*(5), 457-465. https://doi.org/10.1177/0165025419850893

Souroulla, A. V., Panayiotou, G., & Kokkinos, C. M. (2009). The role of the teacher in identifying learning disabilities: A study using the McCarney Learning Disability Evaluation Scale (LDES). *Journal of learning disabilities*, *42*(6), 483-493. https://doi.org/10.1177/0022219409335217

Warner, T. D., Dede, D. E., Garvan, C. W., & Conway, T. W. (2002). One size still does not fit all in specific learning disability assessment across ethnic groups. *Journal of Learning Disabilities*, *35*(6), 501-509. https://doi.org/10.1177/00222194020350060201

Weston, R., & Gore Jr, P. A. (2006). A brief guide to structural equation modeling. *The counseling psychologist*, *34*(5), 719-751. https://doi.org/10.1177/0011000006286345

Willcutt, E. G., Boada, R., Riddle, M. W., Chhabildas, N., DeFries, J. C., & Pennington, B. F. (2011). Colorado Learning Difficulties Questionnaire: validation of a parent-report screening measure. *Psychological assessment*, *23*(3), 778. https://doi.org/10.1037/a0023290

Williams, L.J. & O'Boyle, E. (2008). "Measurement models for linking latent variables and indicators: A review of human resource management research using parcels". *Human Resource Management Review*, 18, 233-242. https://doi.org/10.1016/j.hrmr.2008.07.002

Younan, L., Clinton, M., Fares, S., & Samaha, H. (2019). The translation and cultural adaptation validity of the Actual Scope of Practice Questionnaire. *East Mediterr Health J*, *25*(3), 181-188. https://doi.org/10.26719/emhj.18.028

Yusoff, M. S., B. (2019). ABC of content validation and content validity index calculation. *Education in Medicine Journal*, 1(1(2),49–54. https://doi.org/10.21315/eimj2019.11.2.6