



Factor structure of reynolds intellectual assessment scales second edition in children in Tehran

Behnoush Zeinalizadeh¹, Gholamali Afrooz², Masoud Gholamali Lavasani³

1. Ph.D Candidate in Psychology and Education of Exceptional Children, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. E-mail: b.zeinalizade@gmail.com

2. Professor, Department of Psychology, Faculty of Psychology and Educational Sciences, University of Tehran, Tehran, Iran. E-mail: afrooz@ut.ac.ir

3. Associate Professor, Department of Psychology, Faculty of Psychology and Educational Sciences, University of Tehran, Tehran, Iran. E-mail: lavasani@ut.ac.ir

ARTICLE INFO

Article type:
Research Article

Article history:

Received 27 January 2025

Received in revised form
23 February 2025

Accepted 21 March 2025

Published Online 22 June 2025

Keywords:

factor structure,
cognitive assessment,
children

ABSTRACT

Background: Cognitive abilities play a key role in children's academic success and social adaptation. The Reynolds Cognitive Assessment Scales (RIAS-2) are a reliable tool for assessing these abilities; however, their factor structure and validity have not been thoroughly examined in children from Tehran.

Aims: This study aimed to investigate the factor structure of the second version of the Reynolds Cognitive Assessment Scales in children from Tehran.

Methods: This descriptive-analytical study included a population of all 3- to 6-year-old children in Tehran. A sample of 200 children was selected using convenience sampling. The second version of the Reynolds Cognitive Assessment Scales (Reynolds & Kamphaus, 2015) was administered to the sample, and the data were analyzed using confirmatory factor analysis in LISREL version 8.

Results: The results indicated that among various models, the one-factor model of general intelligence with four main subscales (Guess What, Odd-Item Out, Verbal Reasoning, and What's Missing) and the two-factor model (verbal and nonverbal) with the same four subscales demonstrated good fit.

Conclusion: The findings of this study can assist psychologists, educators, and child specialists in using the second version of the Reynolds Cognitive Assessment Scales to more accurately evaluate the cognitive abilities of children in Tehran. This will facilitate the design of targeted educational and cognitive interventions to address weaknesses and enhance strengths in children's cognitive abilities. Additionally, validating this tool in the Iranian population enables its broader and more effective use in research and clinical applications.

Citation: Zeinalizadeh, B., Afrooz, Gh., & Gholamali Lavasani, M. (2025). Factor structure of reynolds intellectual assessment scales second edition in children in Tehran. *Journal of Psychological Science*, 24(148), 97-115. [10.52547/JPS.24.148.97](https://doi.org/10.52547/JPS.24.148.97)

Journal of Psychological Science, Vol. 24, No. 148, 2025

© The Author(s). DOI: [10.52547/JPS.24.148.97](https://doi.org/10.52547/JPS.24.148.97)



✉ **Corresponding Author:** Gholamali Afrooz, Professor, Department of Psychology, Faculty of Psychology and Educational Sciences, University of Tehran, Tehran, Iran.

E-mail: afrooz@ut.ac.ir, Tel: (+98) 9121113929

Extended Abstract

Introduction

The assessment of intelligence has long been a cornerstone of psychological research and practice, with numerous tools developed to measure cognitive abilities across diverse populations. Among the recently developed instruments, the Reynolds Intellectual Assessment Scales Second Edition (RIAS-2) stands out as a comprehensive and efficient tool for evaluating intellectual functioning. The RIAS-2 is designed to measure key constructs such as general intellectual ability, fluid intelligence, and crystallized intelligence, providing a robust framework for understanding cognitive strengths and weaknesses (McNicholas et al., 2017; Tebyani Nian et al., 2018; Reynolds & Kamphaus, 2015; Raines et al., 2018). Unlike traditional intelligence scales such as the Wechsler or Stanford-Binet tests, the RIAS-2 offers a distinct advantage in terms of administration time, requiring significantly less time to complete while still delivering reliable and valid IQ scores (Reynolds & Kamphaus, 2015; Kioumars et al., 2019; Farmer & Kim, 2020). This efficiency makes it particularly suitable for use in settings where time constraints are a critical consideration.

The RIAS-2 has gained widespread recognition for its unique features, which contribute to its applicability across clinical, educational, and research contexts. One of its most notable advantages is its brevity, which reduces the burden on both examiners and examinees without compromising the quality of the assessment (Brueggemann et al., 2006). Additionally, the RIAS-2 minimizes or eliminates the need for motor coordination and visual-motor speed in its subtests, making it accessible to individuals with physical or motor impairments (Beaujean et al., 2010). Furthermore, the scale is designed to be culture-fair, reducing cultural and linguistic biases that may affect performance on other intelligence measures (Reynolds & Kamphaus, 2015). This feature is particularly important in diverse populations, where cultural and linguistic differences can influence test outcomes. Moreover, the RIAS-2 does not rely on reading skills, which enhances its utility for individuals with reading difficulties or

specific learning disorders (Rasouli et al., 2022). These characteristics collectively make the RIAS-2 a versatile and inclusive tool for assessing intellectual abilities, particularly in children, and facilitate the provision of targeted psychological and educational interventions (Reynolds & Kamphaus, 2015; Raines et al., 2018; Ruchinska et al., 2021; Dombrowski et al., 2009; Kioumars et al., 2019; Farmer & Kim, 2020; Hashemi et al., 2018; Beaujean et al., 2009).

Beyond its utility in measuring general intellectual functioning, the RIAS-2 has demonstrated significant value in the diagnosis and assessment of specific cognitive and neuropsychological disorders. It has been effectively used to identify cognitive impairments, specific learning disorders, memory deficits, various forms of dementia, and the cognitive sequelae of central nervous system damage (Tebyani Nian et al., 2018; Reynolds & Kamphaus, 2015; Ruchinska et al., 2021; Miles et al., 2016; Kioumars et al., 2021; Reynolds & Kamphaus, 2009; Kioumars et al., 2019). Its ability to provide a nuanced understanding of cognitive profiles makes it an invaluable tool for clinicians and researchers alike. Given these attributes, the RIAS-2 is well-suited for assessing intelligence across a wide range of purposes, from educational placement to clinical diagnosis, and can significantly enhance the delivery of psychological and educational services (Reynolds & Kamphaus, 2015; Raines et al., 2018; Ruchinska et al., 2021; Dombrowski et al., 2009; Kioumars et al., 2019; Farmer & Kim, 2020; Hashemi et al., 2018; Beaujean et al., 2009).

Despite its widespread use and demonstrated utility in various cultural contexts, the psychometric properties of the RIAS-2 have been minimally examined in Iran, and the scale has yet to be culturally adapted for the Iranian population. This represents a significant gap in the literature, as cultural and linguistic factors can influence the validity and reliability of intelligence measures. The current study aims to address this gap by investigating the factor structure of the RIAS-2 in the Iranian context. By doing so, this research seeks to contribute to the cultural adaptation of the RIAS-2, ensuring its applicability and effectiveness in assessing the intellectual abilities of Iranian children. This step is crucial for advancing psychological

assessment practices in Iran and for providing a foundation for future research and clinical applications of the RIAS-2 in this population.

Method

The present study employed a descriptive-analytical design. The statistical population consisted of all 3- to 6-year-old children in Tehran in the year 2017. From this population, a sample of 200 children was selected using convenience sampling. Specifically, four kindergartens and preschools from the north, south, east, and west regions of Tehran were visited, and the Reynolds Cognitive Assessment Scales were administered to the children. The inclusion criteria for the study included parental consent and the absence of physical or psychological problems in the children, as previously confirmed by parental reports (verified by the researchers). The exclusion criteria included lack of cooperation from the children and parental withdrawal or dissatisfaction during the study.

To conduct the study, the original version of the scales was first translated and reviewed by a group of experts in the field of psychology. The scales were then translated into Persian, and the booklet of images and the recording form were designed using Adobe InDesign software, preparing the tool for implementation. In the next step, to ensure the fluency of the terms and the comprehensibility of the test for children, the scale was piloted on 20 children, and further translation and revision were carried out. After confirming the appropriateness and comprehensibility of the test for Iranian children, data collection was conducted in private kindergartens in Tehran, with an emphasis on the north, south, east, and west regions. Following an explanation of the study and obtaining permission from the kindergarten administrators and parental consent, the second edition of the Reynolds Cognitive Assessment Scales was administered to the children, adhering to ethical

considerations. The administration of the scale was carried out by the researcher and assistants, with each child taking approximately 30 to 40 minutes to complete. Finally, the data were entered into a computer and analyzed using confirmatory factor analysis in LISREL version 8.5.

Results

Among the 200 children participating in the study, 107 were boys (53.5%) and 93 were girls (46.5%). The mean age of the participating children was 4.36 years, with a standard deviation of 1.07. To provide a preliminary description of the research data, descriptive statistical methods were used, and the mean, standard deviation, skewness, and kurtosis of the subscales were estimated for the sample group.

In Table 1, the values of kurtosis and skewness for the variables fall within the range of -2 to +2, indicating that the distribution of the variables is approximately normal. To examine the presence of a significant relationship between the variables under investigation and to ensure the normality assumption before using parametric tests, the Kolmogorov-Smirnov test was employed. The test statistics for the subscales were 0.497, 0.75, 0.617, and 0.375, respectively, confirming the normality of the data. One of the assumptions for using factor analysis is the independence of errors, which was examined using the Durbin-Watson test. The Durbin-Watson statistic was 1.21, leading to the rejection of the hypothesis of error correlation, thus confirming the suitability of confirmatory factor analysis. Additionally, to check for multicollinearity, the tolerance statistic and variance inflation factor (VIF) were used. A VIF value greater than 0.2 indicates that the model has a good fit, and in this model, the VIF was calculated as 0.75. To test for the presence of outliers in the observations, a box-and-whisker plot was used, and no outliers were detected.

Table 1. Statistical characteristics of the confirmatory factor analysis model for the single-factor model (g) with four main subscales

Subscale	b	SE	t	R ²
Guess	8.60	0.47	18.29	0.92
Contradictory Picture	3.49	0.23	15.49	0.76
Verbal Reasoning	19.44	1.13	17.41	0.87
Incomplete Forms	16.51	0.97	16.98	0.85

To examine the factor structure, confirmatory factor analysis (CFA) was conducted using LISREL software. Various models were tested, including a one-factor model (which assumes that the second edition of the Reynolds Cognitive Assessment Scales measures general intelligence abilities) and two-factor models (which assume that the second edition measures verbal and nonverbal intelligence abilities). The results showed that among the different models, the one-factor model with four main subscales (Guess What, Odd-Item Out, Verbal Reasoning, and What's Missing) and the two-factor model (verbal and nonverbal) with the same four subscales demonstrated the best fit with the research data. The one-factor model with four main subscales (Guess What, Odd-Item Out, Verbal Reasoning, and What's Missing) as indicators and one underlying factor (general intelligence) was studied using the maximum likelihood method and converged after four iterations. Given the number of observed variables, there are four measurement equations.

Table 2. Internal consistency results through Cronbach's alpha coefficient for the normal group

Subscale	Alpha	Test retest	Sig
Guess	0.940	0.92	0.001
Contradictory Picture	0.825	0.76	0.001
Verbal Reasoning	0.962	0.90	0.001
Incomplete Forms	0.950	0.91	0.001

The results include the estimated path coefficients (b), standard error, t-values (for assessing the significance of the coefficients), and the multiple correlation squared (R^2) for each subscale. Based on this table, it can be concluded that the t-values of all sub-tests, which indicate the significance of the path coefficients, are sufficiently valid and can appropriately measure the general intelligence factor. The range of standard error coefficients for the subscales is also limited, ranging from 0.23 to 1.13. The coefficients of determination show that 92% of the "Guess" subscale, 76% of the "Contradictory Image" subscale, 87% of the "Verbal Reasoning" subscale, and 85% of the "Incomplete Shapes" subscale are explained by the general intelligence factor. Subsequently, the model fit indices were examined.

The first fit index is the chi-square, which tests the hypothesis that the proposed model is consistent with the pattern of covariance among the observed variables. The smaller the chi-square value, the better the model fit. In this model, the chi-square value (5.51) was not statistically significant, indicating a good model fit. The ratio of chi-square to degrees of freedom (2) was 2.75, which aligns with Byrne's suggested criteria that an appropriate value should be less than 3. Therefore, it can be concluded that this test confirms the model's fit with the observed data. The square root of the estimated error variance of approximation (RMSEA) in this model was 0.094. Comparing this with the criteria proposed by MacCallum et al., where values less than 0.05 indicate a good fit, 0.05 to 0.08 indicate an acceptable fit, 0.08 to 0.10 indicate a moderate fit, and values greater than 0.10 indicate a poor fit, it can be concluded that the single-factor model with the four mentioned subscales has a moderate fit. Additionally, other fit indices were used to determine the model's fit, including the Normed Fit Index (NFI), Non-Normed Fit Index (NNFI), Comparative Fit Index (CFI), and Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI). These indices had values of at least 0.93 and higher, indicating that the model has a desirable fit.

Next, a two-factor model (verbal and non-verbal) with the four main subscales (Guess, Contradictory Image, Verbal Reasoning, and Incomplete Shapes) as indicators and the two underlying factors (verbal and non-verbal) was studied using the maximum likelihood method, achieving convergence in 4 iterations. Given the number of observed variables, there are 4 measurement equations.

As shown in Table 2, Cronbach's alpha coefficient for all subscales is above 0.8, indicating that the questionnaire has high internal consistency. Additionally, the results related to the test-retest coefficients showed that all coefficients are significant, reflecting the stability and reliability of the subscales over time.

Conclusion

The primary objective of this study was to examine the factor structure of the Reynolds Intellectual Assessment Scales-Second Edition (RIAS-2) in a sample of children from Tehran. The findings from

the confirmatory factor analysis revealed that both the one-factor model, representing general intelligence, and the two-factor model, comprising verbal and nonverbal intelligence, demonstrated relatively good fit to the data. Each model included four primary subscales, which contributed to their structural validity. However, the two-factor model exhibited superior fit indices compared to the one-factor model, suggesting that the RIAS-2 can be effectively interpreted at both the two-factor level (verbal and nonverbal intelligence) and the one-factor level (general intelligence). This dual interpretability enhances the versatility of the RIAS-2 in assessing cognitive abilities across different contexts.

The results of this study are consistent with previous research on the second edition of the RIAS-2, which also found that both the one-factor and two-factor models provided good fits to the data (Reynolds & Kamphaus, 2015; Raines et al., 2018). However, it is noteworthy that studies on the first edition of the scale often emphasized the interpretability of the general intelligence factor, with findings favoring the one-factor model (Dombrowski et al., 2009; Beaujean et al., 2009). The discrepancies between the findings for the first and second editions of the scale highlight the improvements and refinements made in the RIAS-2, which appear to enhance its interpretability and applicability in diverse populations. The second edition's ability to accommodate both one-factor and two-factor interpretations underscores its robustness as a tool for assessing cognitive abilities.

Despite these promising findings, this study has certain limitations that should be acknowledged. First, the research was conducted on a limited age group (3- to 6-year-old children), which may restrict the generalizability of the results to other age groups. Second, the use of convenience sampling, although practical, may introduce biases that could affect the representativeness of the sample. These limitations highlight the need for further research to validate the RIAS-2 in broader and more diverse populations, including different age groups and cultural contexts.

Future studies should also consider employing more rigorous sampling methods, such as stratified or random sampling, to enhance the reliability and generalizability of the findings.

In conclusion, the RIAS-2 demonstrates strong potential as a reliable and practical tool for assessing cognitive abilities in children, particularly in the context of Tehran. Its ability to provide interpretable results at both the one-factor and two-factor levels makes it a valuable instrument for clinicians, educators, and researchers. However, additional research is necessary to further localize and validate the scale for use in the Iranian population, ensuring its effectiveness across various demographic and cultural settings. By addressing these gaps, the RIAS-2 can be established as a standardized and widely applicable tool for cognitive assessment in Iran, contributing to improved psychological and educational interventions for children.

Ethical Considerations

Compliance with ethical guidelines: This article is derived from the doctoral dissertation of the first author in the field of Psychology and Education of Exceptional Children at the University of Tehran Science and Research Branch, which was successfully defended on 10/11/2018. The scientific approval for this study was granted by the University of Science and Research on 18/5/2017. The executive license for conducting the research was issued by the Tehran Welfare Organization on 15/7/2017, under reference number 21875/2948. Furthermore, all ethical considerations outlined in the American Psychological Association (APA) publication guidelines and the ethical codes of the Iranian Psychological Association were strictly adhered to throughout the study. These included principles such as confidentiality, the protection of participants' information, and obtaining written informed consent from all participants.

Funding: This study was conducted as a PhD thesis with no financial support.

Authors' contribution: The first author was the senior author, the second were the supervisors and the third was the advisors.

Conflict of interest: the authors declare no conflict of interest for this study.

Acknowledgments: I would like to appreciate all the participants in the study.



ساختار عاملی نسخه دوم مقیاس های سنجش شناختی رینولدز در کودکان شهر تهران

بهنوش زینلی زاده^۱، غلامعلی افروز^۲، مسعود غلامعلی لواسانی^۳

۱. دانشجوی دکتری روانشناسی و آموزش کودکان استثنایی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

۲. استاد، گروه روانشناسی، دانشکده روانشناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تهران، ایران.

۳. دانشیار، گروه روانشناسی، دانشکده روانشناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تهران، ایران.

مشخصات مقاله

نوع مقاله:

پژوهشی

تاریخچه مقاله:

دریافت: ۱۴۰۳/۱۱/۰۸

بازنگری: ۱۴۰۳/۱۲/۰۵

پذیرش: ۱۴۰۴/۰۱/۱۱

انتشار برخط: ۱۴۰۴/۰۴/۰۱

کلیدواژه ها:

ساختار عاملی،

سنجش شناختی،

کودکان

چکیده

زمینه: شناخت و توانایی های شناختی کودکان نقش کلیدی در موفقیت تحصیلی و سازگاری اجتماعی آن ها دارد. مقیاس های سنجش شناختی رینولدز (RIAS-2) ابزاری معتبر برای ارزیابی این توانایی هاست، اما ساختار عاملی و اعتبار آن در کودکان شهر تهران به طور کامل بررسی نشده است.

هدف: این پژوهش با هدف بررسی ساختار عاملی نسخه دوم مقیاس سنجش شناختی رینولدز در کودکان شهر تهران انجام شد.

روش: روش این پژوهش از نوع توصیفی - تحلیلی بود. جامعه آماری پژوهش شامل تمامی کودکان ۳ تا ۶ ساله شهر تهران بودند که از این جامعه یک گروه نمونه به حجم ۲۰۰ نفر با روش نمونه گیری در دسترس انتخاب شد. سپس نسخه دوم مقیاس های سنجش شناختی (رینولدز و کامپهاوس، ۲۰۱۵) بر روی گروه نمونه اجرا شد و داده ها با استفاده از روش تحلیل عامل تأییدی در نرم افزار لیزرل نسخه ۸ تجزیه و تحلیل شد.

یافته ها: یافته ها نشان داد که از میان مدل های مختلف، مدل های تحلیل عاملی تأییدی تک عاملی هوش عمومی با چهار خرده مقیاس اصلی (حدس بزن، تصویر متناقض، استدلال کلامی و اشکال ناقص) و دو عاملی (کلامی و غیر کلامی) با چهار خرده مقیاس اصلی (حدس بزن، تصویر متناقض، استدلال کلامی و اشکال ناقص) از برازش مطلوب برخوردار بودند.

نتیجه گیری: نتایج این مطالعه می تواند به روان شناسان، مربیان و متخصصان حوزه کودک کمک کند تا با استفاده از نسخه دوم مقیاس های سنجش شناختی رینولدز، ارزیابی دقیق تری از توانایی های شناختی کودکان شهر تهران انجام دهند. این امر زمینه ساز طراحی مداخلات آموزشی و شناختی هدف مند برای بهبود نقاط ضعف و تقویت نقاط قوت شناختی کودکان خواهد بود. همچنین، اعتبار سنجی این ابزار در جامعه ایرانی، امکان استفاده گسترده تر و مؤثر تر از آن را در پژوهش ها و کاربردهای بالینی فراهم می کند.

استناد: زینلی زاده، بهنوش؛ افروز، غلامعلی؛ و غلامعلی لواسانی، مسعود (۱۴۰۴). ساختار عاملی نسخه دوم مقیاس های سنجش شناختی رینولدز در کودکان شهر تهران. مجله علوم روانشناختی، دوره ۲۴، شماره ۱۴۸، ۹۷-۱۱۵.

DOI: [10.52547/JPS.24.148.97](https://doi.org/10.52547/JPS.24.148.97) شماره ۱۴۸، ۱۴۰۴. مجله علوم روانشناختی، دوره ۲۴، شماره ۱۴۸، ۹۷-۱۱۵.



© نویسنده گان

✉ نویسنده مسئول: غلامعلی افروز، استاد، گروه روانشناسی، دانشکده روانشناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تهران، ایران. رایانامه: Afroz@ut.ac.ir

تلفن: ۰۹۱۲۱۱۱۳۹۲۹

مقدمه

یکی از مهم‌ترین اقدام‌های آموزشی در راستای رسمیت بخشیدن به ارائه خدمات آموزشی، روانشناختی و درمانی، تأکید بر تفاوت‌ها و یکتایی افراد است. زیرا چنانچه تفاوت در توانایی‌های شناختی و به خصوص هوش افراد در بستر آموزش به شکل غیرقابل کنترل افزایش یابد، نمی‌توان آموزش مناسبی ارائه داد. از این رو تلاش برای فهم میزان تفاوت‌های فردی و اندازه‌گیری هوش افراد برای ایجاد زمینه‌ای مناسب جهت یادگیری بهتر از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است (جین و همکاران، ۲۰۲۲). همان‌طور که برای شناسایی ویژگی‌های روانشناختی هر فرد آزمون‌های مختلفی وجود دارد، برای شناسایی سطوح مختلف هوش افراد نیز آزمون‌های متفاوتی طراحی شده است (گیسون، ۲۰۱۹). در زمینه کارایی آزمون‌های مختلف هوش و توانایی‌های شناختی تردید زیادی وجود دارد و این مباحث شک‌برانگیز موجب تدوین و هنجاریابی ابزارهای روانشناختی مختلف شده است (وندرووه و همکاران، ۲۰۲۲). با این وجود، به‌طور دقیق مشخص نیست که استفاده از چه آزمونی برای اندازه‌گیری سطوح هوش کودکان مناسب است (رینز و همکاران، ۲۰۱۸). به تازگی، آزمون‌های بسیاری برای اندازه‌گیری هوش توسعه یافته است، اما تشخیص‌های روانشناختی بر پایه تعداد اندکی از آن‌ها صورت می‌گیرد. تفاوت آزمون‌های مختلف هوش بر اساس دو جنبه مهم، یعنی نظریه زیربنایی و چگونگی اجرای آن‌ها است، اما گذشته از این تفاوت‌ها انتظار می‌رود که نتایج آزمون‌های مختلف مورد استفاده برای اندازه‌گیری هوش قابل مقایسه باشد (هاگمن و همکاران، ۲۰۱۸). در این میان، یکی از ابزارهای کاربردی برای اندازه‌گیری هوش، نسخه دوم مقیاس‌های سنجش شناختی رینولدز^۱ است که می‌تواند مفهوم توانایی شناختی و همچنین هوش سیال^۲ و متبلور^۳ را عملیاتی و اندازه‌گیری کند (مک‌نیکولاس و همکاران، ۲۰۱۷؛ تیبانی‌نیان و همکاران، ۱۳۹۷؛ رینولدز و کامفاس، ۲۰۱۵).

این مقیاس مانند مقیاس‌های هوشی و کسلر^۴ و استفورد بینه^۵ بر اساس نظریه سلسله مراتبی کتل-هورن _ کارول تدوین شده است (سالتانوو، ۲۰۲۲).

در سال‌های اخیر از این نظریه برای طبقه‌بندی سؤالات هوش و پیشرفت تحصیلی استفاده می‌شود تا تفسیر عملکردهای شناختی را تسهیل کند و مبنایی برای ارزشیابی افرادی که مشکوک به اختلال یادگیری ویژه^۶ هستند، فراهم کند (رینز و همکاران، ۲۰۱۸). از ویژگی‌های این مقیاس که آن را از سایر مقیاس‌های هوشی متمایز می‌کند کوتاه بودن زمان اجراست، نسخه دوم مقیاس‌های شناختی رینولدز به عنوان یک ابزار اندازه‌گیری کارآمد، به سبب کوتاه بودن زمان اجرا، هزینه کم و اثربخشی در کارهای بالینی و آموزشی می‌تواند زمینه ساز تسهیل سنجش در مراکز روان شناختی باشد (سالتانوو، ۲۰۲۲). با وجود اینکه این مقیاس در اجرا و نمره گذاری سریع است در عین حال بسیار اثربخش بوده و یک ارزیابی کامل از هوش انجام می‌دهد و فرمی کوتاه و مختصر شده از یک مقیاس هوشی نیست. همچنین برای افرادی که تحمل آزمون‌های طولانی را تدارک کوتاه بودن این مقیاس مزیت مهمی حساب می‌شود (روچیسکا، ۲۰۲۱). یکی دیگر از ویژگی‌های متمایزکننده این مقیاس کاهش یا حذف نیاز به هماهنگی حرکتی^۷ و سرعت دیداری-حرکتی^۸ در اندازه‌گیری هوش است. به نظر می‌رسد این مقیاس کمترین وابستگی را به هماهنگی حرکتی دارد. بیشتر آزمون‌های هوشی که امروزه مورد استفاده قرار می‌گیرند به شدت، بر هماهنگی دیداری-حرکتی و نیز سرعت حرکتی متکی هستند (بیوجین و همکاران، ۲۰۱۰). این در حالی است که بسیاری از کودکانی که توسط مراکز آموزشی ویژه ارجاع داده می‌شوند، در مهارت‌های دیداری-حرکتی مشکل دارند و یا به‌طور آشکار از آسیب‌های حرکتی رنج می‌برند (ونز و همکاران، ۲۰۲۲). حذف وابستگی به خواندن در اندازه‌گیری هوش از دیگر اهداف مهم ساخت این ابزار است. چراکه اگر گویه‌ها به گونه‌ای باشد که عملکرد فرد به توانایی خواندن وابسته باشد، ممکن است اندازه‌گیری هوش، تحت تاثیر میزان اکتساب خواندن در فرد قرار گیرد (رسولی و همکاران، ۱۴۰۱) بنابراین از یک سو این مقیاس برای کودکان با مشکلات خواندن، از سوی دیگر برای افراد دچار آسیب بینایی^۹ مناسب است (رینولدز و کامفاس، ۲۰۱۵). از دیگر ویژگی‌های مهم این مقیاس

6. Specific Learning Disorder

7. Motor coordination

8. Visual-motor speed

9. Visual impairment

1. Second Edition of Reynolds Intellectual Assessment Scale

2. Fluid

3. Crystallized

4. Wechsler

5. Stanford Binet

نابسته بودن به فرهنگ^۱ بودن است. مشکلات سوگیری‌های فرهنگی، نژادی از دیر هنگام در مسائل روانشناختی، تحصیلی و غیره مسئله ساز بوده است. در سال‌های اخیر روش‌هایی برای تشخیص چنین آیتم‌هایی که در فرهنگ‌ها و نژادهای مختلف عملکردهای متفاوتی دارند ابداع شده است. در این نسخه از این روش‌ها استفاده شده و آیتم‌های نامناسب حذف شده است (رینولدز و کامفاس، ۲۰۱۵ و رینولدز و همکاران، ۲۰۱۳). این مقیاس برای سنجش سطوح مختلف هوش ابزاری مناسب حساب می‌شود و در جایگزینی آموزشی کودکان پیش‌دبستانی و سنین مدرسه کاربرد دارد همچنین می‌تواند در تشخیص اختلالات خاص، ازجمله اختلالات شناختی^۲، اختلالات یادگیری ویژه، نقص توجه^۳، انواع دمانس^۴ و اثرات آسیب وارد شده به سیستم عصبی مرکزی^۵ سودمند باشد (تیبانی‌نیا و همکاران، ۱۳۹۷؛ رینولدز و کامفاس، ۲۰۱۵؛ رینز و همکاران، ۲۰۱۸؛ روچینسکا، ۲۰۲۱؛ مایلز و همکاران، ۲۰۱۶؛ کیومرثی و همکاران، ۱۴۰۰). در پژوهشی اخیرا نشان داده شده که این مقیاس نسبت به نسخه یکم آن برای تشخیص اختلالات حافظه^۶ نیز دقت بیشتری دارد (روچینسکا، ۲۰۲۱). در تدوین مقیاس‌های سنجش شناختی رینولدز و بررسی ویژگی‌های روانسنجی این مقیاس سال‌ها پژوهش شده و همسو بودن این مقیاس با ابزارهای هوشی دیگر تأیید شده که در ادامه به آن پرداخته شده است. در پژوهشی که درباره مقایسه‌پذیری مقیاس‌های هوشی در آلمان انجام شده، ۵ مقیاس هوشی از جمله مقیاس‌های سنجش شناختی رینولدز^۷، مقیاس‌های تحولی و هوشی^۸، مقیاس هوش غیرکلامی اشنايدرز اومن^۹، نسخه چهارم مقیاس هوش وکسلر کودکان^{۱۰} و مقیاس دوم آزمون نابسته به فرهنگ هوش^{۱۱} در کودکان اجرا شده و نمره‌های این مقیاس‌ها با هم همبستگی بالایی نشان دادند و میانگین نمرات تفاوت کمی با هم داشتند. نتایج بیانگر این مطلب بود که این تست‌ها سازه مشابهی را اندازه می‌گیرند که به عنوان

هوش عمومی تفسیر می‌شود (هاگمن و همکاران، ۲۰۱۸). نتایج پژوهشی دیگری در سوئیس نشان داد مقیاس‌های سنجش شناختی رینولدز، مقیاس‌های تحول هوشی^{۱۲}، مقیاس هوش غیرکلامی اشنايدرز اومن^{۱۳} و نسخه چهارم مقیاس هوش وکسلر کودکان^{۱۴} دارای ضرایب اعتبار قابل قبول و هر ۴ مقیاس پیش‌بینی کننده معدل دانش‌آموزان بودند (گیچی و همکاران، ۲۰۱۷). در پژوهشی نتایج اعتبار همسان بین مقیاس وکسلر ۵ و نسخه دوم مقیاس‌های سنجش شناختی رینولدز گزارش شد (فارمر و کیم، ۲۰۲۰). پژوهش دیگری در ویرجینیای غربی^{۱۵} به مقایسه نمره‌های مقیاس‌های ارزیابی شناختی رینولدز با نسخه چهارم مقیاس‌های هوشی وکسلر در نمونه‌های ارجاع شده پرداخت. هدف از این مقایسه آن بود که ببینند آیا این دو مقیاس توانایی‌های یکسانی را می‌سنجند و آیا این دو می‌توانند به جای هم مورد استفاده قرار گیرند؟ نتایج این پژوهش نشان داد که آزمونگران می‌توانند عملکرد آزمودنی را بر اساس یکی از این ابزارها در ابزار دیگر پیش‌بینی کنند، یعنی این دو مقیاس توانایی‌های مشابهی را اندازه‌گیری می‌کنند (کانیوز و همکاران، ۲۰۲۰). پژوهشی ایرانی نیز نشان داد به دلیل روایی ملاکی^{۱۶} بالای این مقیاس با آزمون استنفوردبینه می‌توان از این مقیاس به عنوان ابزار اندازه‌گیری هوش استفاده کرد (هاشمی و همکاران، ۱۳۹۷).

پژوهشگرانی در کانادا برای مقایسه‌ی برازش مدل^{۱۷} یک عاملی و دو عاملی این مقیاس، در دو گروه کودکان عادی و بالینی، از روش‌های تحلیل عاملی تأییدی^{۱۸} استفاده کردند. یافته‌های پژوهش آنان نشان داد که این مقیاس در گروه کودکان با روند تحول بهنجار^{۱۹}، همسو با زیربنای نظری آن، به عنوان یک ابزار سنجش هوش عمومی^{۲۰}، هوش غیرکلامی^{۲۱}/سیال و کلامی^{۲۲}/متبلور است و برازش خوبی با مدل‌های تک‌عاملی و دوعاملی دارد (ایروین، ۲۰۱۴). یافته‌های پژوهش‌های دیگری نشان داد که مقیاس

1. Culture-free
2. Cognitive disorders
3. Attention deficit
4. Dementia
5. Central nervous system damage
6. Memory disorders
7. Reynolds intellectual Assessment Scales
8. Intelligence and Developmen Scales
9. Snijders –Oomen Nonverbal Intelligence Test
10. Intelligence Scale for children – Fourth Edition
11. Culture Fair Intelligence Test Scale 2

12. Intelligence and Developmen Scales(IDS)
13. Snijders –Oomen Nonverbal Intelligence Test(SON-R-6-40)
14. Intelligence Scale for children – Fourth Edition (WISC_ IV)
15. West Virjinia
16. Criterion validity
17. Model fit
18. Confirmatory Factor Analysis
19. Normal development
20. General Intelligence
21. Nonverbal Intelligence
22. Verbal Intelligence

مقیاس سنجش شناختی رینولدز در فرهنگ ایرانی یک مقیاس تک عاملی است که هوش عمومی را می‌سنجد یا سازه‌ای دو عاملی با هوش کلامی و غیر کلامی است؟

روش

الف) طرح پژوهش و شرکت‌کنندگان: روش پژوهش حاضر توصیفی تحلیلی بود. جامعه آماری پژوهش شامل تمامی کودکان ۳ تا ۶ ساله شهر تهران در سال ۱۳۹۶ بودند که از این جامعه یک گروه نمونه به حجم ۲۰۰ نفر با روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شد. به این ترتیب که به ۴ مهد کودک و پیش دبستانی از مناطق شمال، جنوب، شرق و غرب مراجعه شد و مقیاس‌های سنجش شناختی رینولدز بر روی کودکان اجرا شد. ملاک‌های ورود به پژوهش در این مطالعه شامل رضایت والدین، عدم وجود مشکلات جسمانی و روانشناختی کودکان که قبلاً طبق گزارش والدین تأیید شده بود (توسط پژوهشگران کنترل شد) در نظر گرفته شد. ملاک‌های خروج از پژوهش نیز شامل عدم همکاری کودکان و نارضایتی و منصرف شدن والدین در حین اجرای مطالعه بود.

ب) ابزار

نسخه دوم مقیاس‌های سنجش شناختی رینولدز^۱: نسخه‌ی دوم مقیاس‌های سنجش شناختی رینولدز توسط رینولدز و کامپهاوس ۲۰۱۵ در سال به منظور اندازه‌گیری ۵ مؤلفه مهم هوشی طراحی شده است (رینولدز و کامفاس، ۲۰۱۵) شامل هوش عمومی^۲ (که مؤلفه‌ی اصلی آن توانایی استدلال یا سیالیت است)، هوش کلامی^۳ (که به توانایی‌های تبلور یافته اشاره دارد)، هوش غیر کلامی^۴ (تقریباً با هوش سیال مرتبط است)، حافظه ترکیبی^۵ (که خرده‌آزمون‌هایی که این توانایی را اندازه می‌گیرد به نام‌های گوناگونی به عنوان حافظه فعال، حافظه کوتاه-مدت یا یادگیری نام گذاری شده‌اند) و پردازش سریع^۶ (تکالیف بسیار ساده مانند آنچه به عنوان زمان واکنش در نسخه مذکور یا سرعت تصمیم‌گیری مطرح می‌شود) است.

های سنجش شناختی رینولدز یک ابزار روان‌سنجی معتبر برای اندازه‌گیری توانایی‌های شناختی عمومی و همچنین هوش کلامی (متبلور)، هوش غیر کلامی (سیال) و حافظه کودکان در سنین مدرسه است. بر اساس این پژوهش‌ها، مدل دو عاملی با تکیه بر عوامل کلامی و غیر کلامی از مدل تک عاملی برازش بهتری نشان داد (رینز و همکاران، ۲۰۱۸). پژوهشی به بررسی این مقیاس و دو مؤلفه اصلی آن یعنی هوش کلامی و غیر کلامی در نمونه‌های دانمارکی، سوئیسی، اسپانیایی و آلمانی پرداخت. در این پژوهش بر اساس تحلیل عاملی تأییدی، ساختار دو عاملی و دو عاملی مورب پشتیبانی شد، اما ساختار تک عاملی حمایت نشد (گیجی و همکاران، ۲۰۱۹). سازندگان این مقیاس در آمریکا تمام مدل‌های تک عاملی (با عامل هوش عمومی)، دو عاملی (با عوامل کلامی و غیر کلامی)، سه عاملی (با عامل هوش عمومی، حافظه و پردازش سریع؛ کلامی، غیر کلامی و حافظه؛ کلامی، غیر کلامی و پردازش سریع) و چهار عاملی (با عوامل کلامی، غیر کلامی، حافظه و پردازش سریع) را بررسی کرده‌اند و نتایج نشان داده که همه مدل‌ها برازش نسبتاً خوبی دارند (رینولدز و کامفاس، ۲۰۱۵). از سویی نتایج پژوهش در آمریکا نیز نشان داد که مدل یک عاملی برازش خوبی دارد و برازش مدل یک عاملی از مدل دو عاملی بهتر است. در تحلیل عاملی سلسله مراتبی نیز عامل مرتبه بالاتر، یعنی عامل هوش عمومی بیشترین درصد واریانس را تبیین کرد (نلسون و کانوز، ۲۰۱۲).

با توجه به ویژگی‌های این ابزار، از لحاظ ساختاری و نیز مدت زمان و شرایط اجرایی، می‌توان از آن برای انجام پژوهش و آموزش در حیطه کودکان استفاده کرد. در این میان، با در نظر گرفتن این نکته که ویژگی‌های روان‌سنجی این ابزار در ایران خیلی کم مورد بررسی قرار گرفته و چند مورد محدودی که هست یافته‌های متناقضی گزارش کرده‌اند و به نظر می‌رسد این مقیاس به طور کامل بومی‌سازی نشده است، این پژوهش با هدف بررسی ساختار عاملی نسخه دوم مقیاس‌های سنجش شناختی رینولدز در فرهنگ ایرانی انجام شد. همچنین در حدود یک قرن است که مناظره‌های بسیاری در مورد اینکه هوش از یک عامل هوش عمومی تشکیل شده یا ترکیبی از فرآیندهای شناختی را در برمی‌گیرد انجام شده است (سورک و همکاران، ۲۰۲۱). بنابراین سؤال اصلی پژوهش حاضر این است که

^۴. Nonverbal intelligence

^۵. Composite Memory

^۶. Speeded Processing Index(SPI)

^۱. Second Edition of Reynolds Intellectual Assessment Scale

^۲. General intelligence

^۳. Verbal intelligence

آزمایی با فاصله زمانی (رسولی و همکاران، ۱۴۰۱) محاسبه شده است. ضرایب بازآزمایی با فاصله زمانی ۷ تا ۴۳ روز و برای خرده‌مقیاس‌های حدس بزن، استدلال کلامی، تصویر متناقض، اشکال ناقص، حافظه کلامی، حافظه غیرکلامی، تکلیف نام بردن سریع و جستجوی سریع تصویر به ترتیب برابر با ۰/۹۱، ۰/۸۹، ۰/۷۶، ۰/۸۳، ۰/۷۸، ۰/۷۱، ۰/۸۵ و ۰/۷۲ و برای شاخص هوش کلامی، شاخص هوش غیرکلامی، شاخص هوش ترکیبی، شاخص حافظه‌ی ترکیبی و شاخص پردازش سریع به ترتیب برابر با ۰/۹۴، ۰/۸۳، ۰/۹۲ و ۷۹ و ۰/۸۲ به دست آمد. در مطالعه حاضر نیز ضریب پایایی برای کل آزمون ۰/۷۹ برآورد شد.

ج) روش اجرا

برای اجرای این پژوهش پس از تهیه نسخه اصلی، مقیاس‌ها ترجمه شد و توسط جمعی از متخصصین در حوزه روانشناسی مورد بازنگری قرار گرفت. سپس دفترچه‌ها به زبان فارسی ترجمه شد، و دفترچه شکل‌ها و فرم ثبت در نرم‌افزار آی دیزاین طراحی شد و ابزار برای اجرای پژوهش آماده گردید. در گام بعدی برای اطمینان از سلیس بودن واژه‌ها و فهم آزمون توسط کودکان مقیاس به طور آزمایشی بر روی ۲۰ نفر از کودکان اجرا شد و ترجمه و بازنگری مجدد قرا شد. پس از بررسی مناسب بودن و قابل درک و فهم بودن آزمون برای کودکان ایرانی، جهت گردآوری اطلاعات کودکان به مهدکودک‌های خصوصی تهران با تاکید بر مناطق شمال، جنوب، شرق و غرب مراجعه شد. و پس از توضیح در مورد طرح و کسب مجوز از جانب مدیر مهدکودک‌ها و گرفتن رضایت از والدین، با رعایت ملاحظات اخلاقی نسخه دوم مقیاس‌های سنجش شناختی رینولدز بر روی کودکان مهدکودک‌ها اجرا شد. اجرای مقیاس توسط پژوهشگر و دستیاران انجام شد و به طور متوسط اجرا برای هر کودک ۳۰ تا ۴۰ دقیقه زمان برد. در نهایت داده‌ها برای تحلیل وارد کامپیوتر شد و با نرم افزار لیزرل ۸/۵ با استفاده از روش تحلیل عاملی تأییدی تجزیه و تحلیل شد.

این پنج سازه دارای هشت خرده‌مقیاس است. دو خرده‌مقیاس برای شاخص هوش غیرکلامی^۱ با نام‌های حدس بزن^۲ و استدلال کلامی^۳، دو خرده‌مقیاس برای شاخص هوش کلامی^۴ با نام‌های تصویر متناقض^۵ و اشکال ناقص^۶ دو خرده‌مقیاس برای شاخص حافظه ترکیبی^۷ با نام‌های حافظه کلامی^۸ و حافظه غیرکلامی^۹ و دو خرده‌مقیاس برای شاخص پردازش سریع^{۱۰} با نام‌های تکلیف نام بردن سریع^{۱۱} و جستجوی سریع تصویر^{۱۲} طراحی شده است. در این مقیاس دو خرده‌مقیاس شاخص هوش کلامی و دو خرده‌مقیاس شاخص هوش غیرکلامی مؤلفه‌های شاخص هوش ترکیبی^{۱۳} هستند و نمره هوش عمومی از ترکیب این دو حیطه به دست می‌آید. در واقع، شاخص پردازش سریع و حافظه در نمره کلی هوش حساب نمی‌شوند. نمره‌گذاری این پرسشنامه به این صورت است که خرده‌مقیاس‌های حدس بزن و استدلال کلامی، به صورت دوازده‌گانه (۰ و ۱)، خرده‌مقیاس‌های تصویر متناقض، اشکال ناقص و حافظه غیرکلامی به صورت سه‌ارزشی (از صفر تا ۲) و خرده‌مقیاس‌های حافظه کلامی، تکلیف نام بردن سریع به صورت امتیازی بر حسب تعداد پاسخ‌های درست نمره-گذاری می‌شوند (رینولدز و کامفاس، ۲۰۱۵). سازندگان مقیاس ضریب همسانی درونی این مقیاس و خرده‌مقیاس‌ها را از طریق آلفای کرونباخ و بازآزمایی برآورد کرده‌اند. در پژوهش آنان ضرایب آلفای کرونباخ بالاتر از ۰/۸ به دست آمده است. به طوری که ضرایب آلفا برای خرده‌مقیاس‌ها در رده سنی ۳-۶ سال ۰/۸۹-۰/۸۹، در رده سنی ۷-۱۰ سال ۰/۹۹-۰/۸۲، در رده سنی ۱۱-۱۴ سال ۰/۸۱-۰/۹۹، در رده سنی ۱۵-۱۸ سال ۰/۸۰-۰/۹۹، در رده سنی ۱۹-۲۴ سال ۰/۸۰-۰/۹۹، در رده سنی ۲۵-۳۴ سال ۰/۸۰-۰/۹۹، در رده سنی ۳۵-۵۴ سال ۰/۸۰-۰/۹۹، در رده سنی ۵۵-۷۴ سال ۰/۸۰-۰/۹۹ و در رده سنی ۷۵-۹۴ سال ۰/۸۳-۰/۹۹ به دست آمده است. پژوهشگران ضرایب آلفای بالای ۰/۷ را قابل قبول و ضرایب بالای ۰/۸۰ را خوب می‌دانند بر طبق این ملاک‌ها ضرایب آلفای این مقیاس‌ها در حد خوب برآورد شده بود. در ایران نیز برای این مقیاس پایایی از طریق باز

8. Verbal memory (VRM)

9. Nonverbal memory (NVM)

10. Speeded processing index (SPI)

11. Speeded naming task (SNT)

12. Speeded processing index (SPS)

13. Composite intelligence index (CIX)

1. Nonverbal intelligence index (NIX)

2. Guess what (GWH)

3. Verbal reasoning (VRZ)

4. Verbal intelligence index (VIX)

5. Odd-item out (OIO)

6. What is missing (WHM)

7. Composite memory index (CMX)

یافته‌ها

از میان ۲۰۰ نفر کودک شرکت‌کننده در پژوهش ۱۰۷ نفر پسر (۵۳/۵ درصد) و ۹۳ نفر (دختر ۴۶/۵ درصد) بودند. میانگین سنی کودکان شرکت‌کننده در پژوهش ۴/۳۶ و انحراف استاندارد آن ۱/۰۷ بود. به منظور توصیف مقدماتی داده‌های پژوهش از روش‌های آمار توصیفی استفاده شد و میانگین، انحراف استاندارد، چولگی و کشیدگی خرده مقیاس‌ها در گروه نمونه در جدول ۱ نشان داده شده است.

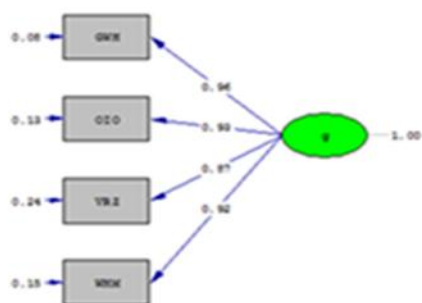
جدول ۱. شاخص‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

خرده مقیاس	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
حدس بزنی	۱۳/۱۴	۸/۹۷	۰/۰۶۱	-۰/۷۲۰
استدلال کلامی	۸/۱۹	۴/۰۰	۰/۸۵۱	-۱/۱۵۶
تصویر متناقض	۳۱/۵۲	۲۱/۰۳	۱/۰۲۵	-۱/۰۲۲
اشکال ناقص	۲۶/۵۵	۱۷/۹۴	۰/۰۹۱	-۰/۸۹۰

در جدول ۱ مقدار کشیدگی و کجی متغیرها بین ۲- و ۲+ است بنابراین توزیع متغیرها تقریباً نرمال است. جهت بررسی وجود رابطه معنادار بین متغیرهای تحت بررسی قبل از استفاده از آزمون‌های پارامتری از آزمون کولموگروف اسمیرنوف جهت بررسی نرمال بودن هر یک از متغیرهای تحت بررسی استفاده شد که آماره آزمون برای خرده مقیاس‌ها به ترتیب ۰/۴۹۷، ۰/۷۵، ۰/۶۱۷ و ۰/۳۷۵ بدست آمد و فرض نرمال بودن داده‌ها تأیید می‌گردد. از پیش فرض‌های استفاده از تحلیل عاملی استقلال خطا است که با استفاده از آزمون دوربین واتسون بررسی گردید. میزان آماره دوربین واتسون برابر برابر ۱/۲۱ می‌باشد بنابراین فرضیه همبستگی بین خطاها از رد می‌شود و می‌توان از تحلیل عاملی تأییدی استفاده نمود. همچنین جهت بررسی وجود هم خطی چندگانه از آماره‌های تلورانس (tolerance) و عامل تورم واریانس (VIF) استفاده گردید. آماره تورم واریانس اگر از ۰/۲ بیشتر باشد نشانه آن است که مدل از تناسب خوبی برخوردار است که در مدل برابر ۰/۷۵ بدست آمد. جهت آزمون وجود داده‌های پرت در مشاهدات از گراف box-and-whisker استفاده گردید که داده پرتی در مشاهدات، رویت نگردید.

برای بررسی ساختار عاملی، مدل تحلیل عاملی تأییدی با کاربرد نرم‌افزار لیزرل اجرا شد به این صورت که مدل‌های مختلف تک‌عاملی (که بر این فرض است که نسخه دوم مقیاس‌های سنجش شناختی رینولدز توانایی‌های

هوش عمومی را اندازه می‌گیرد) و مدل‌های مختلف دوعاملی (که بر این فرض است که نسخه دوم مقیاس‌های سنجش شناختی رینولدز توانایی‌های هوش کلامی و غیرکلامی را اندازه می‌گیرد) بررسی شد و نتایج نشان داد که از میان مدل‌های مختلف، مدل‌های تک‌عاملی با چهار خرده‌مقیاس اصلی (حدس بزنی، تصویر متناقض، استدلال کلامی و اشکال ناقص) و دوعاملی (کلامی و غیرکلامی) با چهار خرده‌مقیاس اصلی (حدس بزنی، تصویر متناقض، استدلال کلامی و اشکال ناقص) بهترین برازش را با داده‌های پژوهش نشان دادند. در ادامه، نتایج تحلیل مدل‌ها ارائه شده است. مدل تک‌عاملی با چهار خرده‌مقیاس اصلی (حدس بزنی، تصویر متناقض، استدلال کلامی و اشکال ناقص) به عنوان نشانگر و یک عامل زیربنایی (هوش عمومی) بر پایه روش بیشینه احتمال مطالعه شد و با ۴ تکرار همگرایی به دست آمد. با توجه به تعداد متغیرهای مشاهده‌شده، ۴ معادله اندازه‌گیری وجود دارد. نمودار مسیر این مدل در ادامه در شکل ۱ ارائه شد و سپس نتایج محاسبات برای خرده‌مقیاس‌های مورد مطالعه در جدول ۲ و نتایج برازش مدل در جدول ۳ نشان داده شد.



شکل ۱. نمودار مسیر مدل تک‌عاملی (g) با چهار خرده‌مقیاس اصلی

جدول ۲. مشخصه‌های آماری مدل تحلیل عاملی تأییدی برای مدل تک‌عاملی (g) با چهار خرده‌مقیاس اصلی

خرده‌مقیاس	b	SE	t	R ²
حدس بزنی	۸/۶۰	۰/۴۷	۱۸/۲۹	۰/۹۲
تصویر متناقض	۳/۴۹	۰/۲۳	۱۵/۴۹	۰/۷۶
استدلال کلامی	۱۹/۶۴	۱/۱۳	۱۷/۴۱	۰/۸۷
اشکال ناقص	۱۶/۵۱	۰/۹۷	۱۶/۹۸	۰/۸۵

نتایج مندرج در جدول ۲ شامل برآورد ضرایب مسیر (b)، خطای استاندارد، مقادیر t (برای بررسی معناداری ضرایب)، و مجذور همبستگی چندگانه (R²) برای هر خرده‌مقیاس است. بر پایه این جدول می‌توان نتیجه گرفت

و همکاران، که مقدار کمتر از ۰/۵ را نشان‌دهنده برازش خوب، ۰/۵ تا ۰/۸ را برازش قابل قبول، ۰/۸ تا ۱ را برازش متوسط و بزرگتر از ۱ را برازش ضعیف می‌دانند، نتیجه گرفته می‌شود که مدل تک‌عاملی با چهار خرده‌مقیاس ذکر شده از برازندگی متوسطی برخوردار است. افزون بر این، به منظور تعیین برازش مدل، شاخص‌های دیگری به کار گرفته می‌شود که شاخص‌های برازندگی نرمال^۴، برازندگی نرمال نشده^۵، برازندگی مقایسه-ای^۶، برازندگی^۷ و برازندگی تعدیل شده^۸ در این مدل دارای مقادیر حداقل ۰/۹۳ و بالاتر هستند و این نشان‌دهنده آن است که این مدل از برازندگی مطلوبی برخوردار است.

در ادامه، مدل دوعاملی (کلامی و غیر کلامی) با چهار خرده‌مقیاس اصلی (حدس بز، تصویر متناقض، استدلال کلامی و اشکال ناقص) به عنوان نشانگر و دو عامل زیربنایی کلامی و غیر کلامی بر پایه روش بیشینه احتمال مورد مطالعه قرار گرفت و با ۴ تکرار همگرایی به‌دست آمد. با توجه به تعداد متغیرهای مشاهده شده، ۴ معادله اندازه‌گیری وجود دارد. نمودار مسیر این مدل در شکل ۲ ارائه شده و سپس نتایج محاسبات برای خرده‌مقیاس‌های مورد مطالعه در جدول ۴ و نتایج برازش مدل در جدول ۵ نشان داده شده است.



شکل ۲. نمودار مسیر مدل دوعاملی (کلامی و غیر کلامی) با چهار خرده‌مقیاس اصلی

که مقدار t همه خرده‌آزمون‌ها، که معنادار بودن ضرایب مسیر گویه‌ها را نشان می‌دهد، دارای اعتبار کافی است و می‌تواند عامل هوش عمومی را به گونه مناسب اندازه‌گیری کند. دامنه ضرایب خطای استاندارد خرده‌مقیاس‌ها نیز محدود و بین ۰/۲۳ تا ۱/۱۳ است. ضرایب تبیین نشان می‌دهد که ۹۲ درصد خرده‌مقیاس حدس بز، ۷۶ درصد خرده‌مقیاس تصویر متناقض، ۸۷ درصد خرده‌مقیاس استدلال کلامی و ۸۵ درصد خرده‌مقیاس اشکال ناقص توسط عامل هوش عمومی تبیین می‌شود. در ادامه، به بررسی شاخص‌های برازش مدل اقدام شد.

جدول ۳. شاخص‌های نیکویی برازش مدل تک‌عاملی (g) با چهار خرده‌مقیاس اصلی

شاخص‌های برازش مطلق			
شاخص	χ^2	GFI	AGFI
مقدار بدست آمده	۵/۵۱	۰/۹۹	۰/۹۳
حد قابل پذیرش	معتادار نباشد	بیشتر از ۰/۹۰	بیشتر از ۰/۸۰
شاخص‌های برازش تطبیقی			
شاخص	CFI	NFI	NNFI
مقدار بدست آمده	۱/۰۰	۰/۹۹	۰/۹۹
حد قابل پذیرش	بیشتر از ۰/۹۰	بیشتر از ۰/۹۰	بیشتر از ۰/۹۰
شاخص‌های برازش تعدیل یافته			
شاخص	χ^2 / df	PNFI	RMSEA
مقدار بدست آمده	۲/۷۵	۰/۷۵	۰/۰۹۴
حد قابل پذیرش	کمتر از ۳	بیشتر از ۰/۶۰	کمتر از ۰/۸۰

نخستین شاخص برازندگی^۱، χ^2 دو است و این فرضیه را می‌آزماید که مدل مورد نظر با الگوی همپراش بین متغیرهای مشاهده‌شده هماهنگ است و هرچه کوچک‌تر باشد، نشان از برازندگی بهتر مدل دارد. در این مدل، مقدار χ^2 دو (۵/۵۱) از لحاظ آماری معنادار نبود، که نشان‌دهنده برازش خوب مدل است. نسبت χ^2 دو به درجه آزادی برابر با ۲ نیز برابر با ۲/۷۵ بود و منطبق با ملاک‌های پیشنهادی بایرن است که مقدار مناسب را کمتر از ۳ بیان می‌دارد. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که این آزمون برازش مدل را با داده‌های مشاهده‌شده تأیید می‌کند. ریشه دوم برآورد واریانس خطای تقریب^۲ در این مدل ۰/۰۹۴ بود که در مقایسه آن با ملاک‌های مک کلام

1. Goodness of Fit

2. Chi-square

3. Root Mean Square Error of Approximation(RMSEA)

4. Normed Fit Index(NFI)

5. Non-Normed Fit Index(NNFI)

6. Comparative Fit Index(CFI)

7. Goodness of Fit Inde(GFI)

8. Adjusted Goodness of Fit Inde(AGFI)

جدول ۴. مشخصه‌های آماری مدل تحلیل عاملی تأییدی برای مدل دوعاملی (کلامی و غیر کلامی) با چهار خرده‌مقیاس اصلی

خرده‌مقیاس	b	SE	t	R ²
حدس بز	۹/۰۳	۰/۴۸	۱۸/۶۶	۰/۹۵
تصویر متناقض	۳/۶۹	۰/۲۳	۱۵/۹۶	۰/۷۹
استدلال کلامی	۲۰/۸۳	۱/۱۷	۱۷/۷۸	۰/۸۹
اشکال ناقص	۱۷/۳۸	۱/۰۰	۱۷/۴۱	۰/۸۷

بر پایه جدول ۴ می‌توان نتیجه گرفت که مقدار t همه خرده‌مقیاس‌ها، که معنادار بودن ضرایب مسیر گویه‌ها را نشان می‌دهند در سطح معنادار قرار دارند، که نشان می‌دهد عوامل کلامی و غیر کلامی با اعتبار مناسب قابل اندازه‌گیری هستند. دامنه ضرایب خطای استاندارد خرده‌مقیاس‌ها نیز محدود و بین ۰/۲۳ تا ۱/۱۷ بود. ضرایب تبیین نشان داد که ۹۵ درصد خرده‌مقیاس حدس بز، ۷۹ درصد خرده‌مقیاس استدلال کلامی توسط عامل کلامی و ۸۹ درصد خرده‌مقیاس تصویر متناقض و ۸۷ درصد خرده‌مقیاس اشکال ناقص توسط عامل غیر کلامی تبیین می‌شود.

جدول ۵. شاخص‌های برازش مدل دوعاملی (کلامی و غیر کلامی) با چهار خرده‌مقیاس اصلی

شاخص‌های برازش مطلق			
شاخص	χ^2	GFI	AGFI
مقدار بدست آمده	۰/۰۶۶	۱/۰۰	۱/۰۰
حد قابل پذیرش	معتادار نباشد	بیشتر از ۰/۹۰	بیشتر از ۰/۸۰
شاخص‌های برازش تطبیقی			
شاخص	CFI	NFI	NNFI
مقدار بدست آمده	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۱
حد قابل پذیرش	بیشتر از ۰/۹۰	بیشتر از ۰/۹۰	بیشتر از ۰/۹۰
شاخص‌های برازش تعدیل یافته			
شاخص	χ^2/df	PNFI	RMSEA
مقدار بدست آمده	۰/۰۶۶	۰/۸۶	۰/۰۰
حد قابل پذیرش	کمتر از ۳	بیشتر از ۰/۶۰	کمتر از ۰/۸۰

در جدول ۵ مقدار χ^2 دو برابر ۰/۰۶۶ و از لحاظ آماری معنادار نبود که نشان‌دهنده برازش خوب مدل است. نسبت χ^2 دو به درجه آزادی برابر با ۱ نیز برابر با ۰/۰۶۶ بود که کمتر از ۳ است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که این آزمون برازش مدل را با داده‌های مشاهده شده تأیید می‌کند. ریشه

^۱. CFI>0/1

دوم برآورد واریانس خطای تقریب در این مدل ۰/۰۰ بود که گویای این است که مدل دوعاملی با چهار خرده‌مقیاس ذکر شده از برازندگی مطلوب برخوردار است. شاخص‌های برازندگی نرمال، برازندگی نرمال نشده، برازندگی مقایسه‌ای، برازندگی و برازندگی تعدیل شده در این مدل دارای مقادیر حداقل ۱/۰۰ و بالاتر هستند و این نشان‌دهنده آن است که این مدل از برازندگی مطلوبی برخوردار است.

در مقایسه دو مدل کانیز و همکاران (۲۰۲۰) بیان کردند که اگر تفاوت دو برازندگی مقایسه‌ای^۱ و تفاوت دو ریشه دوم برآورد واریانس خطای تقریب^۲ باشد بین برازش دو مدل تفاوت وجود دارد و می‌توان گفت یک مدل از برازش بهتری برخوردار است. در این پژوهش چون تفاوت بین دو ریشه دوم برآورد واریانس خطای تقریب ۰/۰۹۴ و بیشتر از ۰/۰۱۵ است، می‌توان نتیجه گرفت که از میان مدل‌های تک‌عاملی و دوعاملی، مدل دوعاملی (کلامی و غیر کلامی) با چهار خرده‌مقیاس اصلی از شاخص‌های برازش نسبتاً بهتری برخوردار است.

برای بررسی اعتبار خرده مقیاس‌ها، همسانی درونی آیتم‌های مقیاس از طریق ضریب آلفای کرونباخ و پایایی از طریق ضریب بازآزمایی با فاصله زمانی ۲۰ تا ۴۰ روز در گروه نمونه به‌دست آمد در ادامه نتایج در جدول ۶ ارائه شده است.

جدول ۶. نتایج همسانی درونی از طریق ضریب آلفای کرونباخ برای گروه عادی

خرده آزمون‌ها	آلفای کرونباخ	بازآزمایی	سطح معناداری
حدس بز	۰/۹۴۰	۰/۹۲	۰/۰۰۰
استدلال کلامی	۰/۸۲۵	۰/۷۶	۰/۰۰۰
تصویر متناقض	۰/۹۶۲	۰/۹۰	۰/۰۰۰
اشکال ناقص	۰/۹۵۰	۰/۹۱	۰/۰۰۰

همانطور که در جدول ۶ مشاهده می‌شود. ضریب آلفای کرونباخ برای همه خرده‌مقیاس‌ها بالای ۰/۸ است و این نشان‌دهنده این است که پرسشنامه از همسانی درونی بالایی برخوردار است از سویی نتایج مربوط به ضرایب بازآزمایی نشان داد همه ضرایب معنادار و حاکی از ثبات و پایایی خرده-مقیاس‌ها در طول زمان است.

^۲. RMSEI>0/015

بحث و نتیجه‌گیری

این پژوهش با هدف بررسی ساختار عاملی نسخه دوم مقیاس سنجش شناختی رینولدز در کودکان شهر تهران انجام شد. در ابتدا اعتبار مقیاس با دو روش همسانی درونی آیت‌های مقیاس از طریق ضریب آلفای کرونباخ و پایایی از طریق ضریب بازآزمایی با فاصله زمانی ۲۰ تا ۴۰ روز برای خرده‌مقیاس‌ها در گروه نمونه به‌دست آمد و نتایج حاکی از اعتبار بالایی مقیاس بود که همسو با یافته پژوهشی دیگر پژوهشگران است که همسانی درونی و پایا بودن مقیاس در پژوهش آنها تأیید شده است (مک‌نیکولاس و همکاران، ۲۰۱۷؛ تیانی‌نیان و همکاران، ۱۳۹۷؛ رینولدز و کامفاس، ۲۰۱۵؛ رینز و همکاران، ۲۰۱۸). با توجه به یافته‌های دیگر این پژوهش در مورد ساختار عاملی، از میان مدل‌های مختلف مقیاس‌های سنجش شناختی رینولدز، مدل‌های تحلیل عاملی تأییدی تک‌عاملی با چهار خرده‌مقیاس اصلی (حدس بزن، تصویر متناقض، استدلال کلامی و اشکال ناقص) و دوعاملی (کلامی و غیرکلامی) با چهار خرده‌مقیاس اصلی (حدس بزن، تصویر متناقض، استدلال کلامی و اشکال ناقص) برازش خوبی با داده‌های پژوهش نشان دادند. در مدل تک‌عاملی همبستگی‌های چهار خرده‌مقیاس اصلی با عامل زیربنایی هوش عمومی بسیار بالا بود. در مدل دو عاملی نیز خرده‌مقیاس‌های کلامی یعنی حدس بزن و استدلال کلامی با عامل زیربنایی هوش کلامی و خرده‌مقیاس‌های غیرکلامی یعنی تصویر متناقض و اشکال ناقص با عامل زیربنایی هوش غیرکلامی همبستگی‌های بسیار بالایی را نشان دادند. اما از میان این دو مدل یعنی مدل تک‌عاملی و دوعاملی، مدل دوعاملی (کلامی و غیرکلامی) با چهار خرده‌مقیاس اصلی از شاخص‌های برازش نسبتاً بهتری برخوردار بود.

در نهایت، یافته‌های این پژوهش نشان داد که این ابزار از یک عامل هوش عمومی و دو عامل هوش کلامی و غیرکلامی تشکیل شده است و می‌توان نتایج حاصل از اجرای مقیاس‌ها را هم در سطح دوعاملی هوش کلامی و غیرکلامی و هم در سطح عامل هوش عمومی تفسیر کرد. این یافته همسو با یافته پژوهشی سازندگان این مقیاس است که در نظر گرفتن شاخص پردازش سریع و حافظه را در محاسبه شاخص‌های هوشی، توصیه نمی‌کنند. آنها معتقدند که گنجاندن این شاخص‌ها و تکالیف مشابه با آن در سایر مقیاس‌ها، نادرست است. چرا که این تکالیف نمی‌توانند توانایی‌های شناختی را صرف‌نظر از انگیزه، توجه و مهارت‌های حرکتی ظریف،

پردازش و عملکرد سریع را اندازه‌گیری کنند. از این رو، ابزارهای هوشی باید به اندازه‌گیری حل مساله سریع و استدلال پردازند. آنان معتقدند که گنجاندن شاخص حافظه و سرعت پردازش، تنها برای آن دسته از متخصصینی که معتقدند در سنجش هوش باید حافظه و پردازش سریع را هم در نظر گرفت، پیش‌بینی شده است. همچنین، در نتایج مطالعات این پژوهشگران نیز مدل تک‌عاملی با چهار خرده‌مقیاس اصلی و مدل دوعاملی با چهار خرده‌مقیاس اصلی برازش خوبی با داده‌ها نشان داد (رینولدز و کامفاس، ۲۰۱۵). از سویی برخی پژوهشگران نشان داده‌اند که نسخه دوم مقیاس‌های سنجش شناختی رینولدز به سبب برخورداری از ویژگی‌های روان‌سنجی مناسب و ابعاد هوش عمومی، هوش کلامی، هوش غیرکلامی، حافظه و سرعت پردازش، کاربرد فراوانی در حوزه بالینی دارد و می‌توان از آن به عنوان آزمون هوشی برای سنجش هوش افراد استفاده کرد (رینز و همکاران، ۲۰۱۸). در ایران، پژوهش‌هایی به منظور بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه دوم مقیاس‌های سنجش شناختی رینولدز انجام شده برای مثال پژوهشی که در دانش‌آموزان مدرسه سمپاد تهران انجام شد و نشان داد که این ابزار از ضریب همسانی درونی خوبی برخوردار است و به سبب روایی ملاکی بالا با آزمون استنفورد‌بینه می‌توان از این مقیاس به عنوان ابزار سنجش هوش استفاده کرد (هاشمی و همکاران، ۱۳۹۷) یا پژوهشی که در بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی این مقیاس در دانش‌آموزان پیش‌دبستانی نشان داد که این ابزار با هشت خرده‌آزمون (۴ خرده‌آزمون اصلی و ۴ خرده‌آزمون غیر اصلی) با پنج شاخص هوشبهر و هشت نمره تراز از روایی و پایایی لازم برخوردار است و ابزاری قدرتمند و مطمئن برای اهداف غربالگری، شناسایی و پژوهش به شمار می‌رود (کیومرثی و همکاران، ۱۳۹۷).

در مورد نسخه یکم این مقیاس نیز پژوهش‌های فراوانی انجام شده از جمله پژوهشی که به تحلیل عاملی تأییدی نسخه یکم مقیاس‌های سنجش شناختی رینولدز در کودکان کانادایی پرداخت. یافته‌های پژوهش آنان نشان داد که این مقیاس در گروه کودکان با روند تحول بهنجار، همسو با زیربنای نظری آن، به عنوان یک ابزار سنجش هوش عمومی، هوش غیرکلامی/سیال و کلامی/متبلور است و برازش خوبی با مدل‌های تک‌عاملی و دوعاملی دارد که این نتیجه با این پژوهش همخوانی دارد (ایروین و همکاران، ۲۰۱۴).

پژوهش دیگری نیز در بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه یکم مقیاس‌های سنجش شناختی رینولدز و دو مؤلفه اصلی آن یعنی هوش کلامی و غیر کلامی در دانمارک، آلمان، سوئیس و اسپانیا نشان داد که بر اساس تحلیل عاملی تأییدی، ساختار دو عاملی و دو عاملی مورب پشتیبانی می‌شود، که این یافته نیز همسو با یافته این پژوهش است که این مقیاس عوامل کلامی و غیر کلامی را بهتر اندازه‌گیری می‌کند (گیجی و همکاران، ۲۰۱۹). یافته‌های پژوهشی دیگری با استفاده از تکنیک‌های تحلیل عاملی تأییدی نشان داد که نسخه یکم مقیاس‌های سنجش شناختی رینولدز یک ابزار روان‌سنجی معتبر برای اندازه‌گیری توانایی‌های شناختی عمومی و همچنین هوش کلامی، هوش غیر کلامی و حافظه کودکان در سنین مدرسه است. بر اساس یافته‌های این پژوهش، مدل دو عاملی این مقیاس با تکیه بر عوامل کلامی و غیر کلامی نسبت به مدل تک عاملی برازش بهتری داشت که این یافته نیز همسو با نتیجه پژوهش حاضر است. درحالی‌که در پژوهشی با عنوان بررسی اکتشافی نسخه یکم ساختار عاملی مقیاس‌های ارزیابی شناختی رینولدز برای بررسی ساختار عاملی این مقیاس نشان داده شد که این مقیاس یک مقیاس تک‌عاملی است. در این پژوهش همه تحلیل‌ها از تفسیر هوش ترکیبی حمایت کردند، اما پیشنهاد کردند که در تفسیر هوش کلامی و غیر کلامی احتیاط شود، که این یافته متناقض با یافته این پژوهش است. همچنین، این نتیجه به دست آمد که حافظه باید به عنوان نمره‌ای جداگانه، نه در ترکیب با هوشبهر تفسیر شود، زیرا بارگذاری ضعیفی با عامل هوش عمومی دارد (رینز و همکاران، ۲۰۱۸). یافته‌های پژوهش دیگری بر روی یک گروه درباره نسخه یکم این مقیاس نیز بر تفسیرپذیری عامل هوش ترکیبی تاکید دارد و یافته‌های آنان بیان‌گر مدل تک‌عاملی بود که در این پژوهش بیشترین مقدار واریانس توسط عامل هوش عمومی تبیین شد (نلسون و کانیز، ۲۰۱۲).

در پایان می‌توان گفت که در بیشتر پژوهش‌های پیشین که نتیجه متناض با یافته‌های این پژوهش است، نسخه یکم مقیاس‌های سنجش شناختی رینولدز مطالعه شده، بنابراین نسخه یکم به عنوان یک ابزار غربالگر شناختی قابل دفاع بوده و در تصمیم‌گیری‌های تشخیصی، قانونی و جایابی‌های آموزشی باید در استفاده از آن محتاطانه عمل کرد. اما نتایج این پژوهش و همچنین بسیاری از پژوهش‌های انجام شده روی نسخه دوم (تبیانی‌نیا و همکاران، ۱۳۹۷؛ رینولدز و کامفاس، ۲۰۱۵؛ رینز و همکاران، ۲۰۱۸؛

کیومرثی و همکاران، ۱۳۹۷؛ هاشمی و همکاران، ۱۳۹۷) حاکی از همبستگی بالای خرده مقیاس‌ها با عامل هوش عمومی عامل هوش کلامی و غیر کلامی بود و به نظر می‌رسد در نسخه دوم مقیاس‌های سنجش شناختی رینولدز این مشکل تا حد زیادی برطرف شده است (رینولدز و کامفاس، ۲۰۱۵). با توجه به ویژگی‌های ذکر شده این مقیاس از جمله این که زمان اجرای آن بسیار کوتاهتر از ابزارهایی است که توانایی مشابهی را اندازه‌گیری می‌کنند، کمترین وابستگی را به هماهنگی حرکتی و خواندن دارد، در بافت‌های فرهنگی و مناطق مختلف قابل اجرا است، در جایگزینی آموزشی کودکان پیش‌دبستانی و سنین مدرسه کاربرد دارد و همچنین می‌تواند در تشخیص اختلالات خاص، از جمله اختلالات شناختی، اختلالات یادگیری ویژه، نقص توجه، انواع دمانس و اثرات آسیب وارد شده به سیستم عصبی مرکزی سودمند باشد و با توجه به این که طبق نتایج به‌دست آمده از این پژوهش می‌تواند ابعاد مختلفی از توانایی‌های شناختی را اندازه‌گیری کند (هوش عمومی، هوش کلامی و هوش غیر کلامی) برای سنجش توانایی‌های شناختی و تشخیص ابزار مناسبی است و این پژوهش می‌تواند زمینه‌ای برای اقدام به بومی‌سازی این مقیاس شود. از محدودیت‌های این پژوهش می‌توان به اجرا بر روی گروه سنی محدود و نمونه‌گیری دردسترس اشاره کرد. با توجه به مزایای این مقیاس نسبت به سایر ابزارهای اندازه‌گیری توانایی‌های شناختی که پیشتر در مورد آن بحث شد، پیشنهاد می‌شود، با پژوهش‌های بیشتر بر روی این مقیاس و بررسی ویژگی‌های آن بر روی سایر گروه‌های سنی اقدام به بومی‌سازی کرد و از آن به عنوان یک ابزار قابل اعتماد و کاربردی برای سنجش ویژگی‌های شناختی افراد استفاده کرد. زیرا شناسایی فرآیندهای شناختی به صورت دقیق می‌تواند درک عمیق‌تری از اختلالات روانی و هدایت برنامه‌های مداخله‌ای مؤثر فراهم کند.

ملاحظات اخلاقی

پیروی از اصول اخلاق پژوهش: این مقاله برگرفته از رساله دکتری نویسنده یکم در رشته روانشناسی و آموزش کودکان استثنایی دانشگاه علوم و تحقیقات تهران است که در تاریخ ۱۳۹۷/۱۱/۱۰ با موفقیت دفاع شد. مجوز علمی این مطالعه توسط دانشگاه علوم و تحقیقات در تاریخ ۱۳۹۶/۵/۱۸ صادر شد. مجوز اجرایی این پژوهش در تاریخ ۱۳۹۶/۷/۱۵ با شماره نامه ۲۹۴۸/۲۱۸۷۵ از سوی سازمان بهزیستی تهران صادر شد. همچنین ملاحظات اخلاقی مندرج در راهنمای انتشار انجمن روانشناسی آمریکا و کدهای اخلاقی سازمان نظام روانشناسی ایران مانند اصل رازداری، محرمانه ماندن اطلاعات و دریافت رضایت کتبی از افراد نمونه در این پژوهش رعایت شده است.

حامی مالی: این پژوهش در قالب رساله دکتری و بدون حمایت مالی می‌باشد.

نقش هر یک از نویسندگان: این مقاله از رساله دکتری نویسنده اول و به راهنمایی نویسنده دوم و مشاوره نویسنده سوم استخراج شده است.

تضاد منافع: نویسندگان همچنین اعلام می‌دارند که در نتایج این پژوهش هیچ گونه تضاد منافی وجود ندارد.

تشکر و قدردانی: بدین وسیله از تمام مشارکت‌کنندگان که در این پژوهش شرکت کردند، تشکر و قدردانی می‌گردد.

منابع

References

تبیانی‌نیا، لیدا؛ کامکاری، کامبیز؛ غلامعلی‌لواسانی، مسعود (۱۳۹۷). ویژگی‌های روانسنجی نسخه دوم مقیاس‌های سنجش هوش رینولدز در دانش‌آموزان با اختلال تحولی هوش. *فصلنامه پژوهش‌های کاربردی روانشناختی*، ۳(۹)، ۱۶۱-۱۷۹.

<https://doi.org/10.22059/japr.2018.69114>

رسولی، سمیه؛ واحدی، شهرام؛ قره‌داغی، علی؛ نعمتی، شهرزاد (۱۴۰۱). طراحی و اعتباریابی برنامه مداخله مبتنی بر سیستم‌های یادگیری چندگانه برای دانش‌آموزان با اختلال یادگیری خاص با نارسایی در خواندن: مطالعه فراترکیب. *فصلنامه سلامت روان کودک*، ۹(۲)، ۱-۲۰.

<http://dx.doi.org/10.52547/jcmh.9.2.2>

رسولی‌فشمی، علی؛ هاشمی، تورج؛ کیامرثی، آذر؛ غفاری، عذرا (۱۴۰۱). تعیین شاخص‌های روانسنجی و هنجاریابی آزمون هوش ماتریسه‌ای پیش‌رونده رنگی ریون کودکان در دانش‌آموزان ابتدایی. *فصلنامه سلامت روان کودک*، ۹(۱)، ۱۷۵-۱۵۸.

<http://dx.doi.org/10.52547/jcmh.9.1.11>

کیومرثی، فیروز؛ شریفی‌درآمدی، پرویز؛ کامکاری، کامبیز (۱۳۹۷). ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه دوم مقیاس‌های سنجش هوش رینولدز در دانش‌آموزان مبتلا به ناتوانی‌های یادگیری. *مجله ناتوانی‌های یادگیری*، ۸(۲)، ۹۸-۷۶.

<https://doi.org/10.22098/jld.2019.758>

کیومرثی، فیروز؛ کامکاری، کامبیز؛ شکرزاده، شهره (۱۴۰۰). روایی تشخیصی نسخه دوم مقیاس‌های سنجش هوش رینولدز در دانش‌آموزان پیش-دبستان شهرستان اسلامشهر با اختلال نقص توجه-بیش‌فعالی/تکانشگری. *فصلنامه پژوهشی روان‌شناسی مدرسه و آموزشگاه*، ۱۰(۳)، ۱۳۳-۱۲۰.

<https://doi.org/10.22098/jsp.2021.1346>

ناظمی، فرزانه؛ تجلی، پریسا؛ ابراهیمی‌پور، مجید؛ صالحی، مهدیه (۱۴۰۲). اعتبارسنجی و تحلیل عاملی تأییدی نسخه فارسی مقیاس خودادراکی کودکان، فصلنامه سلامت روان کودک، ۱۰(۱)، ۱۶-۱.

<https://doi.org/10.52547/jcmh.10.1.2>

هاشمی، سیدعلی؛ کامکاری، کامبیز؛ شکرزاده، شهره (۱۳۹۷). ویژگی‌های روانسنجی نسخه دوم مقیاس‌های سنجش هوش رینولدز در دانش‌آموزان سمپاد. *فصلنامه پژوهش‌های کاربردی روانشناختی*، ۹(۱)، ۱۳۷-۱۴۸.

<https://doi.org/10.22059/japr.2018.67064>

Beaujean, A. A., Firmin, M. W., Michonski, J. D., Berry, T., & Johnson, C. (2010). A multitrait-multimethod examination of the Reynolds Intellectual Assessment Scales in a college sample. *Psychological Assessment*, 17(3), 347-360. <https://doi.org/10.1177/1073191109356865>

Beaujean, A. A., McGlaughlin, S. M., & Margulies, A. S. (2009). Factorial validity of the Reynolds Intellectual Assessment Scales for referred students. *Psychology in the Schools*, 46(10), 932-950.

Braconnier, M. L., & Siper, P. M. (2021). Neuropsychological Assessment in Autism Spectrum Disorder. *Current psychiatry reports*, 23(10), 63. <https://doi.org/10.1007/s11920-021-01277-1>

Brueggemann, A. E., Reynolds, C. R., & Kamphaus, R. W. (2006). The Reynolds Intellectual Assessment Scales (RIAS) and assessment of intellectual giftedness. *Gifted Education International*, 21(2-3), 127-136. <https://doi.org/10.1177/026142940602100305>

Canivez, G., McGill, R. J., & Dombrowski, S. C. (2020). Factor structure of the Differential Ability Scales-Second Edition core subtests: Standardization sample confirmatory factor analyses. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 38(7), 1-25. <https://doi.org/10.1177/0734282920914792>

DiStefano, C., Sadhwani, A., & Wheeler, A. C. (2020). Comprehensive Assessment of Individuals with Significant Levels of Intellectual Disability: Challenges, Strategies, and Future Directions. *American journal on intellectual and developmental disabilities*, 125(6), 434-448. <https://doi.org/10.1352/1944-7558-125.6.434>

Dombrowski, S. C., Watkins, M. W., & Brogan, M. J. (2009). An exploratory investigation of the factor structure of the Reynolds Intellectual Assessment Scales (RIAS). *Journal of Psychoeducational Assessment*, 27(6), 494-507. <https://doi.org/10.1177/0734282909333179>

Farmer, R. L., & Kim, S. Y. (2020). Difference score reliabilities within the RIAS-2 and WISC-V. *Psychology in the Schools*. <https://doi.org/10.31234/osf.io/73gux>

Fletcher, J. M., & Miciak, J. (2024). Assessment of Specific Learning Disabilities and Intellectual Disabilities. *Assessment*, 31(1), 53-74. <https://doi.org/10.1177/10731911231194992>

- Ford, D. Y. (2008). Intelligence testing and cultural diversity: The need for alternative instruments, policies, and procedures.
- Gibbons, A., & Warne, R. T. (2019). First publication of subtests in the Stanford–Binet 5, WAIS-IV, WISC-V, and WPPSI-IV. *Intelligence*, 75, 9–18. <https://doi.org/10.1016/j.intell.2019.02.005>
- Gliniak, R. (2014). *A comparison of scores on the RIAS and WISC-IV in a referred sample* [Master's thesis, Marshall University].
- Grohmann, D., Wellsted, D., & Mengoni, S. E. (2024). Definition, assessment and management of frailty for people with intellectual disabilities: A scoping review. *Journal of applied research in intellectual disabilities: JARID*, 37(3), e13219. <https://doi.org/10.1111/jar.13219>
- Gygi, J. T., Hagmann-von Arx, P., Schweizer, F., & Grob, A. (2017). The predictive validity of four intelligence tests for school grades: A small sample longitudinal study. *Frontiers in Psychology*, 8, 375. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.00375>
- Gygi, J. T., Ledermann, T., Grob, A., Rudaz, M., & Hagmann-von Arx, P. (2019). The Reynolds Intellectual Assessment Scales: Measurement invariance across four language groups. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 37(5), 590–602. <https://doi.org/10.1177/0734282918780565>
- Hagmann-von Arx, P., Lemola, S., & Grob, A. (2018). Does IQ = IQ? Comparability of intelligence test scores in typically developing children. *Assessment*, 25(6), 691–701. <https://doi.org/10.1177/1073191116662911>
- Hashemi, S., Kamkari, K., & Shokrzadeh, S. (2018). The psychometric properties of Reynolds Intellectual Assessment Scales, Second Edition in student's Sampad. *Journal of Applied Psychological Research*, 9(1), 137–148. <https://doi.org/10.22059/japr.2018.67064>
- Irwin, J. K., Joschko, M., & Kerns, K. A. (2014). Confirmatory factor analysis of the Reynolds Intellectual Assessment Scales (RIAS) in Canadian children. *The Clinical Neuropsychologist*, 28(8), 1258–1277. <https://doi.org/10.1080/13854046.2014.975843>
- Jin, H., Pang, Y., Du, X., & Shi, L. (2022). Artificial intelligence-based prediction of individual differences in psychological occupational therapy intervention guided by the realization of occupational values. *Occupational Therapy International*, 2022, 2735824. <https://doi.org/10.1155/2022/2735824>
- Kioumarsi, F., Kamkari, K., & Shokrzadeh, S. (2021). Diagnostic validity of Reynolds Intellectual Assessment Scale in pre-school students with attention deficit-hyperactivity/impulsive disorder in Islamshahr city. *Journal of School Psychology and Institutions*, 10(3), 120–133. <https://doi.org/10.22098/JSP.2021.1346>
- Kioumarsi, F., Sharifidaramdi, P., & Kamkari, K. (2019). Psychometric properties of the second edition of Reynolds Intelligence Measures in students with learning disabilities. *Journal of Learning Disabilities*, 8(2), 76–98. <https://doi.org/10.22098/JLD.2019.758>
- McNicholas, P. J., & Floyd, R. G. (2017). A review of the Reynolds Intellectual Assessment Scales and Reynolds Intellectual Screening Test. *Canadian Journal of School Psychology*, 32(2), 176–180.
- Miles, S., Fullbrook, P., & Mainwaring-Mägi, D. (2016). Evaluation of standardized instruments for use in universal screening of very early school-age children: Suitability, technical adequacy, and usability. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 36(2), 99–119. <https://doi.org/10.1177/0734282916669246>
- Nazemi, F., Tajali, P., Ebrahimpour, M., & Salehi, M. (2023). Validation and confirmatory factor analysis of the Persian version of Self-Perception Profile for Children. *Journal of Child Mental Health*, 10(1), 1–16. <https://doi.org/10.52547/jcmh.10.1.2>
- Nelson, J. M., & Canivez, G. L. (2012). Examination of the structural, convergent, and incremental validity of the Reynolds Intellectual Assessment Scales (RIAS) with a clinical sample. *Psychological Assessment*, 24(1), 129–140. <https://doi.org/10.1037/a0024878>
- Nunez, A., Miguel, L. S., Gomez, S., Etcoff, L., & Barchard, A. (2022). Expanding the cross-cultural psychological assessment toolbox with IQ test short forms. *Applied Neuropsychology: Child*, 11(1), 35–44. <https://doi.org/10.1080/21622965.2020.1740093>
- Raines, T. C., Reynolds, C. R., & Kamphaus, R. W. (2018). The Reynolds Intellectual Assessment Scales, Second Edition, and the Reynolds Intellectual Screening Test, Second Edition. In D. P. Flanagan & E. M. McDonough (Eds.), *Contemporary intellectual assessment: Theories, tests, and issues* (4th ed., pp. 533–552). Guilford Press. <https://doi.org/10.1177/1073191109356865>
- Rasouli Foshtami, A., Hashemi, T., Kiamarsi, A., & Ghaffari, A. (2022). Determination of psychometric indicators and standardization of intelligence test of

- children's Raven Colored Progressive Matrices in elementary school students. *Journal of Child Mental Health*, 9(1), 158–175. <https://doi.org/10.52547/jcmh.9.1.11>
- Rasouli, S., Vahedi, S. H., Gharadaghi, A., & Nemati, S. (2022). Developing and validation of intervention program based on multiple learning systems for students with specific learning with reading disabilities: Meta-synthesis study. *Journal of Child Mental Health*, 9(2). <https://doi.org/10.52547/jcmh.9.2.2>
- Reynolds, C. R., & Kamphaus, R. W. (2009). Development and application of the Reynolds Intellectual Assessment Scales (RIAS). In J. A. Naglieri & S. Goldstein (Eds.), *Practitioner's guide to assessing intelligence and achievement* (pp. 95–126). Wiley. <https://doi.org/10.1177/1073191109356865>
- Reynolds, C. R., & Kamphaus, R. W. (2015). *Reynolds Intellectual Assessment Scales, Second Edition: Professional manual*. PAR.
- Reynolds, C. R., Vannest, K. J., & Fletcher-Janzen, E. (2013). *Encyclopedia of special education: A reference for the education of children, adolescents, and adults with disabilities and other exceptional individuals* (3rd ed.). Wiley.
- Ruchinska, R., & Goette, W. (2021). Reynolds Intellectual Screening Instrument 1st versus 2nd Edition in a memory disorder sample. *Archives of Clinical Neuropsychology*, 36(3), 570–577. <https://doi.org/10.1093/arclin/acia064>
- Soreq, E., Violante, I. R., Daws, R. E., & Hampshire, A. (2021). Neuroimaging evidence for a network sampling theory of individual differences in human intelligence test performance. *Nature Communications*, 12(1), 2072. <https://doi.org/10.1038/s41467-021-22199-9>
- Sultanov, M. M. (2022). Factors for the development of intellectual ability of future teachers. *International Journal of Innovative Research in Science, Engineering and Technology*, 11(3), 2346–2349. <https://doi.org/10.15680/IJIRSET.2022.1102053>
- Tasca, I., Guidi, M., Turriziani, P., Mento, G., & Tarantino, V. (2024). Behavioral and Socio-Emotional Disorders in Intellectual Giftedness: A Systematic Review. *Child psychiatry and human development*, 55(3), 768–789. <https://doi.org/10.1007/s10578-022-01420-w>
- Tebyani Nian, L., Kamkari, K., & Lavasani, M. (2018). Psychometric properties of the Reynolds Intellectual Assessment Scales (RIAS) in students with intellectual developmental disorder. *Journal of Applied Psychological Research*, 9(3), 161–179. <https://doi.org/10.22059/japr.2018.69114>
- VanDer Merwe, I., Klerk, W., & Erasmus, P. (2022). Intelligence instruments applied to South African school learners: A critical review. *Frontiers in Psychology*, 13. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.853239>